DIRECTION GÉNÉRALE DE LA
RECHERCHE APPLIQUÉE

Politique
stratégique

Revenu potentiel de marché et pauvreté au Canada, 1986-1996

W-00-5F

par
Stéphane Gascon
Février 2000

Document
de travail

Canada

100-06965/

Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Revenu potentiel de marché et pauvreté au Canada, 1986-1996

W-00-5F

par
Stéphane Gascon
Février 2000

Les opinions exprimées dans les documents de la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

The views expressed in Applied Research Branch papers are the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

■

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

The Working Paper Series includes analytical studies and research conducted under the auspices of the Applied Research Branch of Strategic Policy. Papers published in this series incorporate primary research with an empirical or original conceptual orientation, generally forming part of a broader or longer-term program of research in progress. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments and suggestions.

▬

Imprimé/Printed 2000
ISBN: 0-662-84779-2
N° de cat./Cat. No. MP32-28/00-5F

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Service des publications
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
165, rue Hôtel de Ville, Phase II, 7e étage
Hull (Québec) Canada
K1A 0J2

Téléphone : (819) 994-3304
Télécopieur : (819) 953-9077
Courrier électronique : research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/dgra

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Publications Office
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada
165 Hôtel de Ville Street, Phase II, 7th Floor
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J2

Telephone: (819) 994-3304
Facsimile: (819) 953-9077
E-mail: research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/arb

Résumé

Dans la présente étude, nous cherchons à dresser une image de la pauvreté des capacités ou du potentiel des familles non âgées à gagner un revenu de marché au Canada entre les années 1986 et 1996. À cette fin, nous nous inspirons d'une mesure de la pauvreté développée et appliquée pour la première fois par Robert Haveman et Irwin Garfinkel dans le contexte américain. Plus particulièrement, nous estimons des taux de pauvreté pour les familles canadiennes en nous fondant sur une mesure de leur revenu annuel potentiel calculé en faisant l'hypothèse que tous les adultes non âgés au sein d'une famille donnée travaillent à temps plein toute l'année à un salaire qui correspond à leur capital humain accumulé. En utilisant une mesure qui reflète, plus que ne le fait le revenu de marché courant, les caractéristiques plus permanentes des familles et, en particulier leur capital humain, cette analyse contribue à l'étude de la pauvreté au Canada en identifiant les familles les plus démunies, c'est à dire celles qui sont pauvres en fonction de leurs attributs qui affectent leur capacité à générer un revenu suffisant pour subvenir à leurs besoins essentiels.

L'étude conclut notamment que pour l'ensemble des familles non âgées de deux personnes et plus, le problème de la pauvreté semble, toutes choses égales par ailleurs, avoir été particulièrement lié à celui d'un accès inadéquat au marché du travail. Cette conclusion varie cependant selon le type de familles considéré et les caractéristiques de leur chef. Les résultats relatifs aux couples, aux familles plus âgées ainsi qu'aux familles plus scolarisées semblent aller dans le sens de cette conclusion. En revanche, pour les jeunes familles, celles dont le chef était peu scolarisé ainsi que pour les familles monoparentales, leurs taux de pauvreté prédits qui reste encore très élevé avec notre mesure semble indiquer que le problème serait davantage lié à un manque de capital humain ou à tout le moins à un rendement peu intéressant de celui-ci sur le marché du travail.

Abstract

In this study we seek to trace an image of poverty in terms of the capability or potential of non-aged families to earn a market income in Canada between the years 1986 and 1996. To achieve this we have taken as our starting point a measure of poverty first developed and applied by Robert Haveman and Irwin Garfinkel in the American context. More specifically, we estimate poverty rates for Canadian families by using a measure of their potential annual income calculated on the assumption that all the non-aged adults in a given family are working full time full year at a wage appropriate to their accumulated human capital. By using a measure that reflects, better than current market income, the more permanent characteristics of families and in particular their human capital, this analysis contributes to the study of poverty in Canada by identifying the most disadvantaged families, that is, those who are poor in terms of the attributes that affect their ability to generate an income sufficient to fulfill their essential needs.

One of the conclusions reached is that, generally speaking, for non-aged families of two or more persons, the problem of poverty, all other things being equal, appears to have been particularly linked to the problem of inadequate access to the labour market. This conclusion varies, however, according to the type of families considered and the characteristics of the head of the family. Results for couples, older families and for families with more schooling appear to confirm this conclusion. However, for young families, those headed by someone with little schooling, as well as for single-parent families, their predicted poverty rates, which continues to be very high with our measure, seems to indicate that the problem may be more linked to a lack of human capital or at least to a poorer return for it on the labour market.

Remerciements

J'aimerais remercier Michael Hatfield, Philip Merrigan, René Morissette et Allen Zeesman pour les commentaires utiles qu'ils ont fait sur une version préliminaire de cette étude. Je remercie également Andrew Bershadker, Robert Haveman, Ross Finnie et Philip Merrigan pour les discussions qu'ils ont bien voulu avoir avec moi sur les différents aspects méthodologiques de cette étude. Enfin, j'aimerais remercier particulièrement Michael Hatfield et Allen Zeesman pour leur direction et surtout leur patience. Les erreurs ou omissions qui restent sont de ma seule responsabilité.

Table des matières

1. Introduction 1

2. Revue de la littérature 2

3. Données et méthodologie 8

3.1. L'Enquête sur les finances des consommateurs 8

3.2. Procédure empirique 8

4. Présentation des résultats 13

4.1. Niveaux et tendances dans les taux de pauvreté des capacités 13

4.1.1. Selon le type de familles 14
4.1.2. Selon les caractéristiques du chef de famille 20

4.2. Composition de la population des familles pauvres en capacités 27

4.2.1. Selon le type de familles 28
4.2.2. Selon les caractéristiques du chef de famille 29

5. Conclusion 32

Annexe 35

Bibliographie 47

1. Introduction

Depuis la fin des années 1980, on remarque, au Canada comme ailleurs, l'idée de plus en plus répandue que les individus et leur famille, plutôt que les gouvernements, devraient être les premiers responsables de leur sécurité économique.

Cette emphase sur les responsabilités individuelles et sur la nécessité de réduire le rôle économique et social des gouvernements soulève toutefois un certain nombre de questions. Parmis celles-ci, on peut en particulier noter d'une part la question de l'aptitude des familles à s'assurer un accès adéquat au marché du travail et, d'autre part, celle relative au rendement sur leurs caractéristiques en capital humain que ces familles peuvent espérer gagner sur ce marché.

Cette étude s'intéresse en particulier à la seconde de ces deux questions. Nous y utilisons en effet une mesure de la pauvreté, développée et appliquée pour la première fois par Robert Haveman et Irwin Garfinkel[1], qui permet d'évaluer la capacité des familles non-âgées[2] à générer un revenu annuel suffisant pour combler leurs besoins si elles utilisaient pleinement tout leur potentiel sur le marché.

Plus particulièrement, nous avons cherché à estimer des taux de pauvreté des capacités pour les familles canadiennes en nous fondant sur une mesure de leur revenu marchand annuel potentiel calculé en faisant l'hypothèse que tous les adultes non âgés au sein d'une famille donnée travaillent à temps plein toute l'année à un salaire qui correspond à leur capital humain accumulé.

En utilisant une mesure qui reflète, plus que ne le fait le revenu de marché courant, les caractéristiques plus permanentes des familles et, en particulier leur capital humain, cette analyse contribue à l'étude de la pauvreté au Canada en identifiant les familles les plus démunies, c'est à dire celles qui sont pauvres en fonction de leurs attributs qui affectent leur capacité à générer un revenu suffisant pour subvenir à leurs besoins essentiels.

La prochaine section fait un tour rapide de certains des principaux résultats de quelques études portant sur l'analyse de la capacité ou du potentiel des individus ou des familles à générer un revenu de marché. La section trois présente la méthode utilisée pour parvenir aux taux de pauvreté prédits et autres statistiques discutés dans cette analyse. Nous présentons les résultats à la section 4 et concluons à la section 5.

---

[1] Garfinkel, I. et R. Haveman; *Earnings Capacity, Poverty and Inequality*; Academic Press, New York, 1977.

[2] Les familles non agées sont celles dont le chef a moins de 65 ans.

2. Revue de la littérature

L'idée de lier explicitement une mesure de la capacité à générer un revenu à l'analyse de la pauvreté semble avoir été appliquée pour la première fois par Garfinkel et Haveman (1977) aux États-Unis. Ce concept a par la suite été appliqué à plusieurs reprises dans un contexte américain par Haveman et Buron (1991, 1992a, 1992b) puis plus récemment par Haveman et Bershadker (1998). D'autres auteurs américains, dont Brady et Wiseman (1997) ainsi que Burtless (1998) ont également utilisé un concept de revenu potentiel dans l'analyse de la pauvreté ou de certains groupes défavorisés.

L'étude de Haveman et Bershadker, dont nous nous sommes inspirés pour cette analyse, utilise une mesure de la capacité des familles à générer un revenu marchand en faisant l'hypothèse que tous les adultes de moins de 65 ans au sein de ces familles travaillent à leur plein potentiel, c'est à dire à temps plein toute l'année. Une famille est alors considérée pauvre en capacités si son revenu potentiel de temps plein reste en deça de son seuil de pauvreté (le seuil de pauvreté officiel américain est utilisé).

Trois résultats ressortent particulièrement de leur analyse. Premièrement, les groupes généralement considérés à plus haut risque de pauvreté comme les Afro-américains, les individus vivant au sein de familles monoparentales avec enfants de moins de 18 ans et ceux dont le chef de famille a un faible niveau d'éducation ont, comme on pouvait s'y attendre, connu les plus hauts taux de pauvreté des capacités au cours de la période à l'étude (1975-1995). Par ailleurs, l'analyse de la composition des populations pauvres selon la mesure de pauvreté officielle et celle construite par les deux auteurs montre également que ces groupes apparaissent aussi avoir été plus fortement représentés au sein de la population pauvre en capacités qu'ils ne l'étaient dans la population «officiellement pauvre».

Un deuxième résultat important, fondé sur la comparaison des tendances du taux de pauvreté des capacités et du taux de pauvreté officiel pour l'ensemble de la population entre 18 et 64 ans, indique que le premier a augmenter de façon plus importante que le second. En effet, alors que le taux de pauvreté des capacités a connu un taux de croissance annuel de 3,4 p.100 en moyenne sur l'ensemble de la période, le taux de pauvreté officiel n'a, lui, augmenté que de 1,7 p.100 en moyenne par année. Parmi les causes possibles expliquant cette différence entre les deux

mesures, les auteurs suggèrent notamment que l'augmentation importante de l'inégalité des salaires au sein même des groupes d'âge, d'origines ethniques et d'éducation au cours de la période serait un facteur important. Cet accroissement de l'inégalité des salaires qui influence à la hausse aussi bien le taux de pauvreté des capacités que le taux de pauvreté officiel, affecterait cependant plus fortement le premier puisque la détérioration relative des salaires au bas de la distribution «pondère» *toutes les heures potentielles* de travail alors que seules les *heures effectivement travaillées* sont affectées dans l'estimation du taux de pauvreté officiel (Haveman et Bershadker, 1998, p.26)

Finalement, la comparaison des tendances des taux de pauvreté des capacités entre les différents groupes socio-démographiques montre que ceux généralement considérés à plus haut risque de pauvreté (selon la mesure officielle) ont en fait connu des hausses moins importantes de leurs taux de pauvreté des capacités que la moyenne de la population. La situation inverse a prévalu pour les groupes considérés plutôt relativement à l'abri de la pauvreté, tels les couples mariés et ceux qui ont des niveaux d'éducation plus élevés, ceux-ci ayant connu les hausses plus importantes au cours de la période.

Les implications politiques de l'ensemble de ces résultats sont évidentes. Les auteurs soulignent d'ailleurs dans leur conclusion que dans la mesure où l'on exclurait les mesures de soutien du revenu, souvent critiquées pour leurs effets désincitatifs, essentiellement deux stratégies générales sont disponibles. La première implique notamment une hausse du niveau d'éducation et de la formation professionnelle ainsi qu'une amélioration des compétences et des autres caractéristiques du capital humain des individus au bas de la distribution de capacités. La seconde, plus controversée, serait plutôt d'augmenter le rendement que les individus les moins aptes de la société reçoivent de l'utilisation de leur capital humain sur le marché du travail en augmentant, par exemple, le niveau de salaire minimum.

L'étude de Brady et Wiseman utilise une méthodologie similaire à celle employée par Haveman et Bershadker. Ces deux auteurs ont construit une mesure du revenu potentiel de temps plein pour les hommes et les femmes de Californie entre 1972 et 1994 dont les tendances ont été comparées à celles des bénéfices sociaux reçus (l'AFDC[3] «Food Stamps benefits») dans cet État.

[3] Aid for Families with Dependant Children.

Les résultats de cette analyse montrent que si le montant réel des bénéfices sociaux a chuté en Californie au cours de la période étudiée, la capacité à générer des gains annuels de temps plein des individus dont les caractéristiques les rendent plus à risques de dépendre de l'aide sociale a chuter plus rapidement surtout au cours des années 1990. Fait intéressant, ce déclin dans les gains potentiels de temps plein a été plus important pour les hommes que pour les femmes.

Concentrant plus particulièrement toutefois leur analyse sur les femmes, Brady et Wiseman montrent ainsi que pour celles qui sont les plus à risques de dépendre de l'aide sociale (l'individu représentatif avait 25 ans avec deux enfants, n'a jamais été marié et à peu d'éducation), les bénéfices réels ont chuter de 11,6 p.100 entre 1975 et 1993 alors que leur capacité médiane à générer des gains annuels de temps plein a diminuer de 10,5 p.100. Toutefois, si la période la plus récente est considérée, on constate que les bénéfices réels de ces femmes ont chuter de 10 p.100 entre 1987-1989 et 1992-1994 alors que leur capacité médiane estimée à générer des gains de temps plein à diminuer de 19 p.100.

Ces auteurs concluent que les tendances estimées dans les gains potentiels des individus sont problématiques en particulier dans un contexte de réforme sociale où l'on cherche à appliquer le «principe d'équité californien» qui soutient que le travail devrait être plus «payant» que l'aide sociale. Toutefois certaines réformes récemment introduites en Californie, qui permettent de combiner plus aisément le travail et les bénéfices de l'aide sociale, sont juger opportunes compte tenu de ces tendances. À l'opposée, ces auteurs soulignent que le nouveau principe d'une aide sociale transitoire aux États-Unis et ce principe d'équité tel que mis de l'avant en Californie sont difficiles à concilier compte tenu de ces mêmes tendances.

L'étude de Burtless (1998) qui s'intéresse aussi aux femmes monoparentales bénéficiaires de l'AFDC inclue une analyse du revenu potentiel de ces femmes si elles pouvaient travailler à temps plein toute l'année (2000 heures par année). Le revenu potentiel utilisé par cet auteur a été estimé en imputant aux femmes qui avaient 18 ans en 1979 et qui ont reçu au moins une fois de l'aide sociale entre 1979 et 1981, le salaire horaire (multiplié par 2000) de ces femmes récipiendaires de l'aide sociale mais pour qui un salaire a été observé entre 1979 et 1990.

Dans le contexte de réforme de l'aide sociale aux États-Unis, les résultats de l'auteur offrent deux leçons importantes. La première est que les mères seules pourraient augmenter substantiellement leur capacité à subvenir eux-mêmes à leurs besoins en travaillant à temps plein

toute l'année. Ainsi, si toutes les femmes qui avaient bénéficié de l'aide sociale entre 1979 et 1981 avaient travaillé 2000 heures en 1990, leur revenu moyen aurait été environ le double de leurs gains actuels ou observés dans les faits. La deuxième leçon est moins rassurante cependant. En effet, même si toutes ces femmes avaient travailler à temps plein toute l'année au salaire annuel prédit, l'auteur estime qu'environ 50 p.100 d'entre elles auraient gagner moins de 90 p.100 du revenu correspondant au seuil de pauvreté d'une famille composée d'un adulte et de trois enfants.

Ces résultats qui montrent à quel point les femmes monoparentales resteraient démunis sont d'autant plus dramatiques que les revenus prédits de ces femmes constituent sans aucun doute une surestimation du revenu qu'elles peuvent espérer obtenir sur le marché du travail et ce, pour au moins trois raisons notées par l'auteur. D'abord, le salaire moyen des femmes pour qui un tel salaire est observé surestime le salaire que peuvent espérer gagner les femmes qui ne travaillent pas (en particulier celles qui dépendent de l'aide sociale pour de longues périodes de temps et qui ont probablement des qualifications moindres que celles qui travaillent). Ensuite, l'entrée massive de ces femmes sur le marché du travail ne peu qu'entraîner un effet à la baisse sur les salaires (un effet qui n'est pas pris en considération dans les prédictions de gains potentiels de temps plein)[4]. Finalement, il est peu probable que les femmes monoparentales avec de jeunes enfants auront la capacité de travailler à temps plein toute l'année. Certaines préféreront sans doute un travail à temps partiel afin de s'occuper de leurs enfants, d'autres encore auront à faire face à des périodes de chômage involontaire, de maladie ou auront à faire face à des problèmes de gestion du temps faute de services adéquats de garde d'enfants.

Face à la précarité de la position économique des femmes monoparentales, l'auteur s'est également interrogé, en conclusion, à savoir si une stratégie axée sur l'emploi, la formation professionnelle et l'éducation pourrait aider à la réduction du nombre de familles pauvres dépendantes de l'aide sociale. La conclusion n'est pas très encourageante là non plus. En effet, l'étude des différents programmes existant aux États-Unis montre que si une telle stratégie permet dans plusieurs occasions à ces femmes d'espérer gagner un salaire plus élevé, ce dernier reste cependant dans bien des cas encore trop faible pour augmenter de façon significative leur bien-être économique. Sans autre forme d'aide publique donc, une telle stratégie ne pourra que

[4] Aucune des études discutées ici ne prend en considération cet effet.

difficilement réduire la pauvreté chez les femmes monoparentales américaines à court ou moyen termes.

À notre connaissance, il n'y a pas d'étude canadienne qui ait tenté d'identifier et de mesurer la taille de la population la plus à risque d'être vulnérable à l'économie de marché en cherchant à mesurer leur potentiel à gagner un revenu de travail. Les études qui s'intéressent à cette population utilisent plutôt une mesure du revenu avant transferts « observé » des familles afin d'examiner les taux de pauvreté et autres statistiques pertinentes fondées sur ce concept de revenu.

Une telle approche a été récemment utilisée dans le cadre d'une étude réalisée par le Conseil canadien de développement social (CCDS). Dans cette étude, qui couvre la période 1984 à 1994, Schellenberg et Ross (1997) ont tenté d'évaluer dans quelle mesure le marché du travail pouvait permettre aux familles canadiennes de s'assurer un revenu suffisant pour éviter la pauvreté. À cette fin, ils ont comparé le revenu annuel avant transferts (ou revenu marchand) aux seuils de faibles revenus avant impôts de Statistiques Canada[5].

Leurs résultats fondés sur l'analyse des taux de pauvreté marchands, des écarts moyens de pauvreté ainsi que sur un index combinant ces deux éléments montrent que le degré de vulnérabilité à la pauvreté de marché varie considérablement d'une famille à l'autre. Par exemple, en 1994, les familles monoparentales étaient environ trois fois plus vulnérables que la moyenne des familles[6]. Il en est de même des plus jeunes familles en général et en particulier celles dont le chef avait moins de 11 années de scolarité, celles-ci ayant été 2,4 fois et 4,4 fois plus vulnérables que l'ensemble des familles en 1994. À l'autre extrême, ces auteurs montrent qu'une éducation supérieure (entre 0,37 fois et 0,53 fois pour une éducation universitaire et selon l'âge du chef de famille) et qu'une expérience plus grande telle que définie par l'âge du chef de famille (0,51 fois pour les familles dont le chef avait entre 45 et 54 ans) tendent, comme on pouvait s'y attendre, à réduire considérablement le degré de vulnérabilité à la pauvreté de marché.

[5] Les revenus d'investissement sont exclus de leur mesure de revenu marchand.

[6] Ces résultats sont fondés sur leur index de pauvreté (incidence*écart moyen). Voir notamment les pages 33 et 34 du document du CCDS dont la source est en bibliographie.

Schellenberg et Ross incluent également dans leur analyse, un examen des principales causes de la pauvreté de marché. Trois d'entres elles sont ainsi recensées, soient les salaires faibles, les périodes de chômage, et les périodes hors de la population active.

À l'aide de statistiques descriptives sur le statut à l'égard du marché du travail des adultes vivant au sein de familles pauvres selon leur revenu marchand, ils ont chercher évaluer l'importance relative de chacun de ces facteurs. Leurs résultats montrent que pour les chefs de familles biparentales pauvres selon leur revenu marchand en 1994, le principal facteur a été, dans 35 p.100, des cas une ou plusieurs périodes de chômage (s'étendant jusqu'à plus de 10 semaines au total dans 96 p.100 des cas), alors qu'un salaire insuffisant semble avoir été le principal contributeur dans 30 p. 100 des cas (30 p.100 des chef de ces familles travaillaient toute l'année surtout à temps plein). Dans le 35 p.100 des cas restant, l'exclusion de la population active une partie de l'année ou pendant toute la durée de celle-ci semble avoir été la principale cause de la pauvreté de marché[7].

Pour les épouses au sein de ces familles, le principal contributeur dans près de 60 p. 100 des cas était l'exclusion de la population active en raison surtout d'obligations familiales telles la garde et les soins des enfants. Un salaire insuffisant semble avoir été la cause fondamentale dans environ 20 p.100 des cas alors que dans l'autre 20 p.100, une ou plusieurs périodes de chômage au cours de l'année (s'étendant dans 94 p.100 des cas à plus de 10 semaine au total) semble avoir été le principal facteur. Quant aux familles monoparentales enfin, l'importance relative des différents facteurs a été similaire à celle observée pour les épouses au sein des familles biparentales.

[7] Les principales raisons de l'exclusion de la population active pour les hommes étaient surtout les départs à la retraite, volontaires ou non, et l'incapacité de travailler dûe à un handicap ou la maladie.

3. Données et méthodologie

3.1. L'Enquête sur les finances des consommateurs

La modélisation empirique, tout comme l'analyse descriptive des taux de pauvreté observés et prédits, reposent sur l'exploitation des micro-données des fichiers à grande diffusion de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) entre 1986 et 1996.[8] Les fichiers des particuliers de 15 ans et plus ont été utilisés pour l'estimation de la capacité des individus à générer des gains annuels alors que les fichiers des familles économiques ont servis à évaluer ce potentiel au niveau des familles ainsi que pour calculer les taux de pauvreté et autres statistiques pertinentes.

L'EFC permet d'obtenir une quantité importante d'information sur les revenus et les caractéristiques socio-économiques d'un très large échantillon de particuliers âgés de 15 ans et plus et de familles économiques représentatives de la population canadienne (après application de la pondération universelle)[9]. Nous pouvons ainsi distinguer plusieurs types de revenus tels les revenus disponibles, les revenus d'emplois, les revenus de transferts gouvernementaux ainsi que plusieurs autres sources de revenus. De l'information est également disponible sur l'âge et le sexe des individus, leur statut marital, leur situation géographique, leur statut sur le marché du travail, leur niveau d'éducation, l'âge et le nombre d'enfants au sein de la famille, etc.

3.2. Procédure empirique

Dans cette section, nous décrivons la procédure empirique utilisée pour estimer la mesure du revenu potentiel de temps plein des familles et des taux de pauvreté prédits qui en découlent. À quelques différences près, cette procédure s'inspire directement de celle développée et appliquée par Robert Haveman et Andrew Bershadker (1998).

Afin d'obtenir la mesure recherchée de la capacité des familles à échapper à la pauvreté nous avons, dans un premier temps chercher à estimer les gains potentiels que chaque adulte au sein

[8] L'étendue de la période à l'étude, que nous avons voulue la plus large possible, a été déterminée par la disponibilité des données. L'année de revenu 1996 était la plus récente qui soit disponible au moment ou nous avons commencé ce projet. Le choix de l'année 1986 comme année de départ de l'étude a été dictée par le fait que les fichiers clés, nécessaires pour lier les fichiers des particuliers et des familles économiques, ne sont pas disponibles au public avant cette année la.

[9] L'enquête exclut les autochnones vivant sur des réserves et les personnes vivant en institutions.

d'une famille donnée pouvait générer annuellement si chacun d'entre eux travaillait à pleine capacité, c'est-à-dire à temps plein toute l'année (49 semaines et plus, et au moins 30 heures par semaines) et à un salaire correspondant à leur capital humain accumulé.

Ces prédictions des gains annuels potentiels reposent sur l'estimation d'un modèle à deux équations «à la Heckman» qui permet de corriger pour la présence de biais de sélection[10]. Ce modèle a été estimé séparément pour les hommes et les femmes âgées entre 15 et 64 ans qui n'étaient ni étudiants ni travailleurs autonomes[11].

La première équation est un probit sur la décision de participer au marché du travail à temps plein toute l'année (TPTA). Les variables explicatives retenues permettent de prendre en considération les facteurs qui affectent le salaire espéré sur le marché (âge, âge au carré, éducation), l'incitation au travail (nombre d'enfants de moins de 18 ans, présence d'enfants d'âges préscolaires, statut marital) ainsi que les conditions générales des marchés du travail locaux (province de résidence et taille de la région de résidence)[12].

À partir de cette équation, nous avons construit pour chaque individu un terme de correction pour la sélection (appelé l'inverse du ratio de Mills, λ) :

(1) $$\lambda_i = \frac{\phi(\gamma' w_i)}{\Phi(\gamma' w_i)}$$

où ϕ et Φ représentent respectivement la fonction de densité et la fonction cumulative d'une variable normal standard; w_i est un vecteur de variables explicatives et γ est un vecteur de coefficients estimés.

Ce terme a par la suite été inclus comme régresseur supplémentaire dans la seconde équation du modèle. Dans cette équation, les gains annuels sont estimés par moindre carré ordinaire (MCO) sur un échantillon de travailleurs à TPTA uniquement. Elle est de la forme :

(2) $$Y_i = X_i\beta + c\lambda_i + \varepsilon_i$$

[10] Voir Heckman (1979).

[11] L'exclusion des travailleurs autonomes est usuelle dans ce type de modèle puisque leurs gains observés représentent habituellement des rendements autant sur leur capital humain que leur capital physique.

[12] La liste et la description des variables utilisées dans l'estimation du modèle sont présentées au tableau A1.

où Y_i représente le logarithme naturel des gains annuels[13] observés à temps plein toute l'année, X_i est un vecteur de variables explicatives, λ_i est le terme de correction dérivé de la première équation et ε_i est un terme résiduel non observé qui, par hypothèse, est distribué de façon aléatoire selon une loi normale $(0,\sigma^2)$. Les variables explicatives incluses dans X_i sont les mêmes que dans l'équation de participation à temps plein toute l'année au marché du travail à l'exception des variables «nombre d'enfant de moins de 18 ans» et «présence d'au moins un enfant d'âge préscolaire» qui servent à identifier le modèle[14].

À l'aide des coefficients estimés[15] à partir de chacune des équations de gains annuels et des caractéristiques de l'ensemble des individus de notre échantillon d'intérêt (incluant maintenant aussi les travailleurs autonomes et les étudiants), nous avons prédit le logarithme naturel des gains annuels potentiels des hommes et des femmes adultes (GP_i) pour chaque année couverte dans cette analyse.[16]

Haveman et Bershadker soulignent dans leur article qu'une procédure telle que celle employée jusqu'ici mène à des distributions artificiellement comprimées des gains annuels prédits pour les hommes et les femmes (et pour l'ensemble de la population) puisqu'elle ignore le rôle joué par les caractéristiques non-observables tant au niveau du capital humain que de la demande de travail et de la chance dans la détermination des gains annuels. Afin de prendre en considération ces caractéristiques nous avons, comme ces deux auteurs, imposé un choc aléatoire sur chacune des prédictions individuelles. Plus particulièrement nous avons à cette fin additionné à chacune

---

[13] Les gains annuels comprennent les salaires et traitements reçus au cours de l'année. Malgré que les travailleurs autonomes soient exclus de l'échantillon, il reste quand même certains individus salariés qui déclarent avoir également reçu des revenus d'un travail autonome. Ces derniers revenus sont inclus dans Y_i.

[14] L'identification du terme de Heckman (λ_i) dans l'équation des gains annuels dépend des restrictions imposées dans cette seconde équation. Le choix de variables candidates pour l'identification de ce terme est toutefois difficile. D'abord, il y a peu de variables qui affectent la décision de participer au marché du travail mais pas les gains annuels. Ensuite, le choix de variables candidates dans une banque de données comme l'EFC reste limité. Nous avons donc opté pour les variables d'enfants en grande partie parce que c'est là une pratique standard dans la littérature. Nous avons quand même testé différentes spécifications (avec des conditions d'exclusion légèrement différentes) et peu de différences ont été notées aux niveau des résultats finaux.

[15] Les résultats de l'estimation du modèle pour toutes les années entre 1986 et 1996 sont présentées aux tableaux A2 à A5.

[16] Ces prédictions sont non conditionnelles à l'autosélection dans l'échantillon des travailleurs à TPTA. Pour ce faire, à l'intérieur de la prédiction, nous égalisons le terme de correction de chaque individu à la moyenne des termes de correction pour les travailleurs à TPTA. Nous multiplions ensuite ce terme par le coefficient estimé associé à l'inverse du ratio de Mills puis additionnons cette constante à chacune des prédictions. La même capacité à générer des gains annuels est alors assignée aux individus à caractéristiques identiques, sans égard à leur sélection dans le groupe des travailleurs à temps plein toute l'année ou non (voir Haveman et Bershadker (1998)).

d'elles, un terme représenté par le produit de l'écart type de chacune des équations de gains annuels des hommes et des femmes et d'une variable aléatoire distribuée selon une loi normale (0,1)[17].

Certains individus sont toutefois contraints à ne pouvoir travailler à temps plein toute l'année du fait qu'ils étudiaient ou souffraient d'une invalidité ou d'une maladie ou encore en raison d'autres facteurs liés à l'offre et à la demande de travail. Nous avons cherché à ajuster les prédictions individuelles afin de prendre certaines de ces contraintes en considération. À cette fin, nous avons utilisé l'information disponible sur les raisons de l'inactivité lorsqu'un individu ne travaille pas afin de calculer un terme d'ajustement pour les étudiants et les personnes souffrant d'une invalidité[18]. Ce terme, Γ, est égal (49-SNT)/49, où 49 est le seuil à partir duquel un individu est considéré comme travaillant toute l'année et SNT est le nombre de semaines non travaillées en raison d'une incapacité ou du fait d'être étudiant.

Pour chaque individu d'âge adulte, la prédiction ajustée des gains annuels est donc décrite par l'équation :

(3) $$GP_i = \exp(X_i\beta + \sigma * VA_i) * \Gamma_i$$

où X_i inclut les mêmes variables explicatives que celles incluses dans les équations du logarithme naturel des gains annuels des hommes et des femmes, β représente les coefficients estimés, σ est l'écart type corrigé de chacune des régressions, VA_i est la variable générée aléatoirement et distribuée selon une loi N(0,1) et Γ_i est le terme d'ajustement dont nous venons de discuter.

Une fois obtenue les prédictions ajustées des gains annuels potentiels de temps plein pour chaque adulte nous avons, dans un deuxième temps, calculer ces prédictions pour chaque famille. À

[17] L'hypothèse derrière cette procédure est expliquée dans le texte de Haveman et Bershadker (1998). Les lecteurs intéressés se rapporterons à celui-ci et, en particulier à la note 13 de la page 10.

[18] Parmis les raisons invoquées, notons « l'incapacité permanente de travailler » et « allait à l'école ». Une autre raison possible fait référence aux « responsabilités familiales » souvent invoquées par les femmes qui doivent prendre soin de leurs enfants. À ce stade-ci de l'étude, nous n'avons pas cherché à ajuster les prédictions pour tenir compte de cette dernière raison ni d'ailleurs pour des raisons liés à la demande de travail. De plus, il est possible que certaines de ces contraintes affectent le nombre d'heures travaillées durant la semaine sans toutefois affecter le nombre de semaines travaillées. L'absence d'informations pour toutes les années dans l'EFC sur les raisons pour lesquelles un individu a travaillé moins de 30 heures par semaines nous empêche d'ajuster les prédictions individuelles à ce niveau.

cette fin, nous avons d'abord reconstruit les familles, puis avons simplement additionner chacune des prédictions ajustées individuelles au sein de chacune d'elles. Par la suite, nous avons ajouter les revenus de placements et autres revenus monétaires non gouvernementaux de chaque famille[19]. Notre mesure du revenu potentiel de temps plein d'une famille est donc donnée par l'équation :

$$GP_f = \left(\sum_i GP_i \right) + \Omega_f \tag{4}$$

où Ω_f représente les revenus de placements et autres revenus monétaires de la famille.

Finalement, pour identifier les familles pauvres en capacités, nous comparons pour chacune d'elles son revenu potentiel prédit de temps plein au seuil de faibles revenus qui lui correspond. Les seuils avant impôts en base de 1992 de Statistique Canada ont été utilisés.

[19] Nous avons ajoutés ces sources de revenus parce que nous supposons, comme Haveman et Bershadker, que chaque famille utilise pleinement toutes les ressources qui sont à sa disposition et non pas seulement ce qu'elles peuvent gagner sur le marché du travail. Les autres revenus monétaires n'incluent pas cependant les sommes d'argent reçues pour la garde d'enfants, les revenus reçus de l'étranger, les pensions alimentaires et les droits d'auteurs, car ces différentes sources de revenus sont malheureusement agrégées au sein d'une variable de l'EFC qui inclut également des revenus provenant d'indemnité de cessation d'emploi et de versements provenant d'un régime d'assurance salaire. Or, ces dernières sources de revenus ne pouvant avoir été perçues par la majorité des familles du fait de notre hypothèse de travail à temps plein toute l'année, nous avons opté pour ne pas prendre en considération cette variable de l'EFC dans notre mesure du revenu potentiel des familles.

4. Présentation des résultats

Dans cette section, nous dressons une image de la pauvreté des capacités ou de potentiels des familles canadiennes à l'autosuffisance, fondée sur la méthodologie décrite à la section précédente[20]. La situation des familles selon leur revenu de marché observé (i.e. effectivement reçu) est également présentée afin d'avoir une base de comparaison pour la mesure utilisée[21].

L'analyse est essentiellement divisée en deux parties. Dans la première, nous examinons l'incidence de la pauvreté qui indique la proportion des familles vivant sous leur seuil de pauvreté une année donnée. L'évolution de cette incidence y est également examinée. Dans la seconde, nous nous concentrons sur l'examen des caractéristiques de la population des familles pauvres en capacités et sur la façon dont ces caractéristiques ont évoluées dans le temps.

4.1. Niveaux et tendances dans les taux de pauvreté des capacités

Au tableau 1 nous présentons de façon synthétique les principaux résultats de nos estimations de la pauvreté des capacités au Canada pour les années 1986 et 1996. Les taux de pauvreté sont examinés pour différents types de familles ainsi que selon l'âge et l'éducation de leur chef. Les résultats obtenus à partir d'une mesure du revenu marchand observé des familles y sont également présentés. Les colonnes 2 et 3 présentent les taux prédits de pauvreté des capacités en 1986 et en 1996 alors que la colonne 6 montre le changement en points de pourcentage intervenu dans les taux prédits entre ces deux années. Les colonnes 4 et 5 ainsi que la colonne 7 montrent les mêmes informations mais sur la base du revenu marchand observé. Afin d'avoir une image plus claire des tendances annuelles dans les taux de pauvreté prédits et observés au cours de la période à l'étude, nous présentons aussi ces taux pour toutes les années aux graphiques 1-1 à 3-5[22].

---

[20] Les résultats présentés ici concernent les familles économiques de deux personnes et plus. Nous avons choisi de ne pas inclure les personnes seules, hommes et femmes, qui demandent une analyse séparée. Des taux de pauvreté prédits et marchands ont toutefois été estimés pour ceux-ci. Les résultats sont disponibles sur demande.

[21] Dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, on obtient le revenu de marché d'une famille en soustrayant de son revenu brut total les transferts publics reçus par l'ensemble des membres de la famille. Notons que le revenu brut total est la somme de l'ensemble des revenus monétaires reçus par tous les membres de 15 ans et plus au sein de la famille.

[22] Les résultats pour toutes les années entre 1986 et 1996 sont également présentés aux tableaux A6-1 et A6-2.

Tableau 1

Taux de pauvreté selon la mesure de revenu
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 et 1996

Type de familles et caractéristiques du chef	*Taux de pauvreté (en %)*				*Variation en points de %*	
	Capacité		Rev. mar.		Capacité	Rev. mar.
	1986	1996	1986	1996	(1986-1996)	
Types de familles :						
Ensemble des familles 2+	6.2	7.0	19.3	22.5	+0.8	+3.2
Ensemble des couples	2.7	2.4	14.8	16.5	-0.3	+1.7
Couples sans enfants	2.0	2.2	12.1	13.9	+0.2	+1.8
Couples avec enfants	3.3	2.6	16.8	18.8	-0.7	+2.0
Ensemble des familles monop.	43.6	42.7	60.8	65.1	-0.9	+4.3
Familles monop. à chef féminin	47.7	46.3	66.2	69.1	-1.4	+2.9
Autres familles	8.1	9.5	29.7	30.9	+1.4	+1.2
Âge du chef :						
18-24 ans	20.9	32.3	42.9	61.7	+11.4	+18.8
25-34 ans	9.4	12.2	21.7	29.1	+2.8	+7.4
35-44 ans	5.7	6.6	17.0	21.6	+0.9	+4.6
45-54 ans	3.1	3.5	14.1	15.1	+0.4	+1.0
55-64 ans	2.6	3.3	19.9	21.7	+0.7	+1.8
Éducation du chef :						
Moins de 11 ans	14.7	21.4	44.4	56.7	+6.7	+12.3
11 à 13 ans	6.8	11.4	22.5	33.0	+4.6	+10.5
Post-secondaire partielle	6.8	11.1	17.1	29.9	+4.3	+12.8
Post-secondaire terminée	3.6	4.9	11.6	17.8	+1.3	+6.2
Universitaire	1.9	1.6	6.0	9.9	-0.3	+3.9

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années.

4.1.1. Selon le type de familles

L'examen des résultats présentés dans la première section du tableau 1 montre qu'en 1996, 7 p. 100 de l'ensemble des familles économiques de deux personnes et plus étaient pauvres en capacités. Plus de 496 000 familles comptant au total plus de 1,4 millions d'individus étaient cette année-là incapable d'atteindre à l'autosuffisance économique par leurs propres moyens et ce, même en utilisant pleinement tout leur potentiel pendant l'année.

Comme on pouvait s'y attendre, les taux de pauvreté des capacités ont été beaucoup plus faibles que les taux de pauvreté sur la base du revenu marchand observé. De fait, le taux fondé sur le

revenu potentiel de temps plein de l'ensemble des familles représentait un peu moins que le tiers du taux de pauvreté marchand qui s'établissait à 22,5 p.100 en 1996.

En interprétant ces résultats, et ceux qui suivent, il importe toutefois de garder à l'esprit que notre mesure ne prend pas en compte les effets d'équilibre général. C'est à dire ici le fait qu'une augmentation de l'offre de travail résultant de l'entrée massive de «nouveaux» participants à temps plein sur le marché du travail aura un effet à la baisse sur les salaires moyens et donc d'augmenter potentiellement les taux de pauvreté. Les taux prédits de pauvreté doivent donc à cet égard être considérés comme sous-estimés dans une certaine proportion[23].

Cette réserve établie, la différence entre les taux de pauvreté des capacités et les taux de pauvreté marchands observés s'expliquerait essentiellement du fait de l'incidence du travail à temps partiel, du chômage ainsi que des périodes hors de la population active qui affectent la mesure du revenu marchand observé mais qui restent sans effet (ou, à tout le moins, ont peu d'effets) sur notre mesure.

Une interprétation possible de ces premiers résultats, si on veut bien supposer que les effets d'équilibre général ne sont pas trop importants, serait donc que pour une vaste majorité de familles canadiennes non âgées, le problème premier de la pauvreté de marché serait possiblement avant tout lié à la difficulté d'obtenir un accès adéquat au marché du travail à temps plein plutôt qu'à l'incapacité de générer un revenu suffisant pour combler leurs besoins essentiels, une fois sur le marché du travail[24].

---

[23] Si on admet que les salaires des travailleurs plus âgés sont protégés par des règles de séniorité et sont de fait relativement rigides, cette augmentation importante de l'offre de travail aura vraisemblablement plus d'effets sur les salaires des jeunes travailleurs que sur les salaires des autres travailleurs. Notons également que dans un cadre simple d'offre et de demande, les groupes d'âge pour qui l'offre relative de travail est susceptible d'augmenter le plus (par exemple les jeunes puisque relativement peu d'entre eux travaillent de fait à temps plein toute l'année) risquent de connaîtrent les plus fortes baisses de salaires. En concéquences, la sous-estimation des taux de pauvreté prédits risque d'être plus importante pour ce groupe d'âge. J'aimerais remercier particulièrement ici Philip Merrigan (Université du Québec à Montréal) et René Morrissette (Statistique Canada) pour leur aide précieuse sur cette question.

[24] Un accès difficile au marché du travail tient autant à des considérations liées à la demande de travail telles un nombre limité d'emplois disponibles, qu'à des considérations liées à l'offre de travail. Dans le second cas par exemple, un individu peut avoir un ensemble de préférences telles qu'il choisira de ne pas travailler ou de travailler à temps partiel plutôt qu'à temps plein. Il est également possible que les caractéristiques de son capital humain soient telles, que son accès au marché du travail s'en trouve limité. Notre mesure suppose toutefois un marché du travail qui est tel que tous les individus peuvent y travailler à temps plein toute l'année et ce, quelque soient la nature de leur capital humain et de leurs préférences.

Les taux de pauvreté des capacités, comme ceux fondés sur le revenu marchand observé, ont varié considérablement selon le type de familles considérées (couples avec ou sans enfants[25], familles monoparentales et autres familles[26]). L'ordre dans lequel se sont positionnés ces différents types de familles quant au niveau de leur taux de pauvreté a d'ailleurs été similaire entre les deux mesures. Ainsi, les familles généralement considérées à plus haut risque de pauvreté sur la base de leur revenu marchand courant sont aussi celles qui semblent les plus limitées quant à leur capacité à générer un revenu adéquat même en travaillant à temps plein toute l'année.

Les résultats montrent d'abord que dans le cas des familles où les deux époux étaient présents, la pauvreté serait pratiquement marginalisée au Canada si tous les adultes travaillaient à leur plein potentiel. Par exemple, seulement 2,2 p.100 des couples sans enfant (un écart de 11,4 points de pourcentage par rapport à leur taux de pauvreté marchand observé) n'avaient en effet pas la capacité ou les attributs pour éviter la pauvreté de marché par leurs propres moyens en 1996. La comparaison de leur taux de pauvreté observé et prédit avec ceux de l'ensemble des familles de deux personnes et plus indique par ailleurs que ces couples ont été relativement moins vulnérables à la pauvreté de marché avec notre mesure au cours de la période. Les résultats pour 1996 montrent en effet que ces familles étaient environ 3,2 fois moins susceptibles de vivre une situation de pauvreté sur la base de leur revenu prédit de temps plein comparativement à l'ensemble des familles alors que ce risque n'était que 1,6 fois inférieur sur la base de leur revenu marchand observé.

Pour les couples avec enfants, la même conclusion s'impose. En effet, ceux-ci ont connu un taux de pauvreté des capacités qui tout au long de la période a été remarquablement similaire à celui des autres couples. En 1996, ce taux était de 2,6 p.100 pour ces familles avec notre mesure.

Si ces taux de pauvreté des capacités très faibles semblent ici renforcer l'idée que pour plusieurs des familles canadiennes, le problème de la pauvreté de marché serait avant tout le fait d'un

[25] Les enfants sont les membres de moins de 18 ans au sein d'une famille. Des enfants de plus de 18 ans peuvent également être présents.

[26] Le groupe « autres familles » est une catégorie résiduelle qui comprend les familles monoparentales sans enfants de moins de 18 ans ainsi que les familles qui ne sont pas des couples mais dans lesquelles des enfants de moins ou plus de 18 ans peuvent se trouver.

accès inadéquat au marché du travail, les résultats pour les familles monoparentales indiquent en revanche que pour certaines familles, le problème semble être tout autre.

On peut en effet constater que même avec notre mesure, l'ensemble des familles monoparentales ont connu un taux de pauvreté des capacités qui est resté considérablement élevé tout au long de la période. Les familles monoparentales dont le chef était une femme (celles-ci représentaient plus de 80 p.100 des familles monoparentales avec enfants de moins de 18 ans) se sont, à cet égard, particulièrement «distinguées» avec notamment un taux de pauvreté des capacités qui s'établissait à un sommet de 46,3 p.100 en 1996, soit une réduction d'à peine un tiers de l'incidence de la pauvreté par rapport à leur revenu marchand.

La situation relativement plus difficile des familles monoparentales par rapport aux autres familles se confirme d'autre part lorsqu'on examine la disparité entre leur taux de pauvreté et celui, par exemple, des couples avec enfants qui a été encore plus accentuée avec notre mesure que sur la base de leur revenu marchand observé. Ainsi, en 1996, les familles monoparentales dont le chef était une femme qui étaient 3,7 fois plus susceptibles d'être pauvres que les couples avec enfants, étaient plutôt 17,8 fois plus vulnérables à la pauvreté que ces derniers avec notre mesure. Cette précarité de leur situation, même avec notre mesure, suggère ici au moins deux réflexions. D'abord, la présence d'un seul «gagne pain», responsable d'au moins un enfant dépendant, reste dans bien des cas très insuffisante pour générer un revenu qui permettrait de combler les besoins essentiels de la famille. Ce résultat soulève aussi, et surtout, la question des caractéristiques des femmes monoparentales en termes de capital humain et en particulier du rendement sur ce capital sur le marché du travail, qui apparaît de fait bien insuffisant pour presque la majorité de ces familles.

Enfin, pour le groupe résiduel composé des «autres familles», on constate des taux de pauvreté des capacités légèrement plus élevés que pour la moyenne des familles. En 1996, on remarque que 9,5 p.100 de celles-ci n'avaient pas le potentiel pour échapper à la pauvreté si tous les adultes avaient travaillé à temps plein toute l'année. La différence relativement à leur taux de pauvreté observé a été quand même appréciable cette année-là, leur taux de pauvreté des capacités leur ayant été inférieur de 21,4 points de pourcentage.

L'examen des graphiques 1-1 à 1-5 ainsi que la comparaison des colonnes 6 et 7 de la partie supérieure du tableau 1 permet de constater que les taux de pauvreté des capacités et les taux de

pauvreté marchands observés ont évolué de façon considérablement différente au cours de la période à l'étude. De fait, si la situation tend à s'être détérioré pour les différents types de familles sur la base de leur revenu marchand observé[27], elle est en général restée relativement stable lorsque nous considérons leur revenu potentiel de temps plein. Ce résultat contraste avec celui obtenu par Haveman et Bershadker dans le cadre américain où ces deux auteurs ont trouvé que le taux de pauvreté des capacités a augmenté plus rapidement que le taux de pauvreté officiel entre 1975 et 1995.

L'examen, dans un premier temps, de la situation pour l'ensemble des familles de deux personnes et plus nous permet de constater que le taux de pauvreté des capacités n'a jamais augmenté à plus de 8,0 p.100 (le taux en 1993) au cours de la période. De 1986 jusqu'à 1991, ce taux a, de fait, oscillé entre 6,0 et 6,5 p.100 avant de se concentrer autour de 7,0 p.100 jusqu'à 1996 (sauf en 1993). La comparaison des années 1986 et 1996 renforce par ailleurs cette image de stabilité du taux de pauvreté de potentiels pour l'ensemble des familles. Entre ces deux années, ce taux n'a en effet augmenté que de 0,8 point de pourcentage, une situation qui contraste considérablement avec la hausse de 3,2 points de pourcentage de leur taux de pauvreté sur la base du revenu marchand observé[28].

La même stabilité de l'incidence de la pauvreté des capacités se constate aussi en général lorsque nous considérons les différents types de familles séparément. Ainsi, pour les couples avec enfants et pour les couples sans enfants, leur taux de pauvreté des capacités s'est contenté d'oscillé autour de 3 p.100 pour les premiers et autour de 2 p.100 pour les seconds et ce, tout au long de la période. Lorsque nous comparons uniquement les années 1986 et 1996, ces deux types de familles faisaient respectivement l'expérience d'une baisse de 0,7 point de pourcentage et d'une hausse de 0,2 point de pourcentage dans leur taux de pauvreté des capacités. Ces

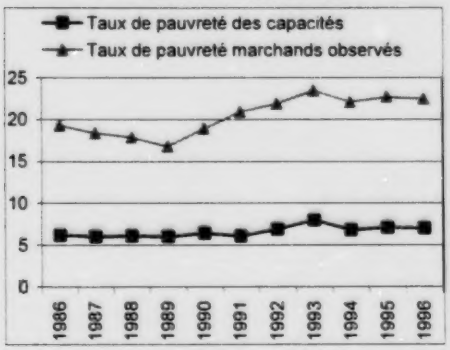
[27] L'analyse des taux de pauvreté marchands observés, montre que la situation s'est détérioré pour les quatre grands types de familles considérés. Dans chacun des cas, les taux ont fléchi jusqu'à la fin des années 1980 pour ensuite augmenter considérablement jusqu'aux années 1992-1993. Par la suite, ces taux ont eu tendance à diminuer mais en restant à des niveaux supérieurs à ceux qui prévalaient au début de la période. Les familles monoparentales à chef féminin et les couples avec enfants de moins de 18 ans sont à cet égard ceux qui ont le plus souffert de cette détérioration.

[28] Il faut être prudent dans la comparaison des tendances des taux de pauvreté entre les deux mesures au cours de la période notamment du fait que les années 1986 et 1996 ne sont pas cycliquement idéales pour fins de comparaisons. En témoignent des taux d'emplois pour les hommes de 25 à 54 ans de 86,5 p. 100 en 1986 et 83,1 p. 100 en 1996. Toutes choses égales par ailleurs, l'impact sur la comparaison des deux mesures est de biaiser à la hausse les taux de pauvreté sur la base du revenu marchand. L'effet sur notre mesure, s'il y en a un, devrait être minime.

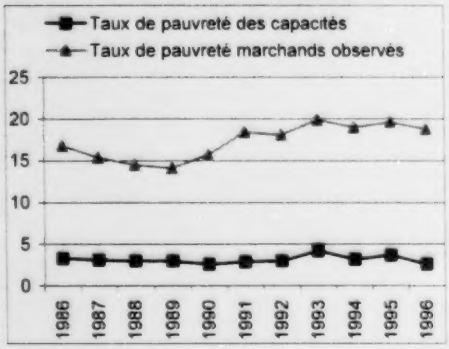
Graphique 1

Taux de pauvreté selon la mesure de revenu
par type de familles, 1986 à 1996

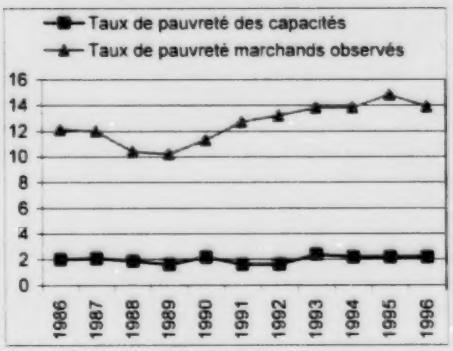
1-1 : Ensemble des familles 2+



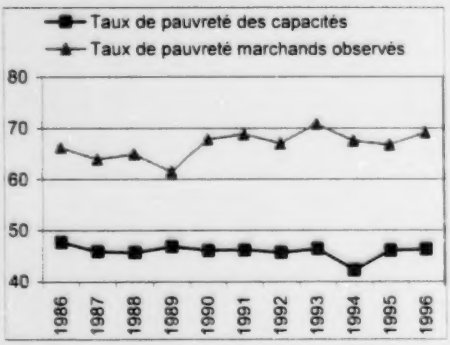
1-2 : Couples avec enfants



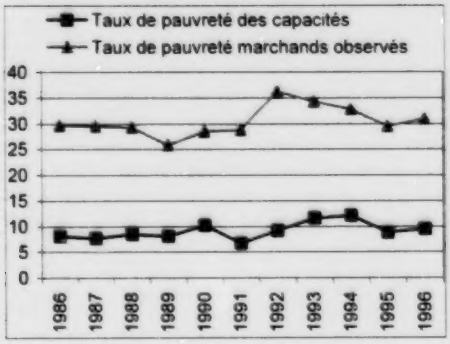
1-3 : Couples sans enfant



1-4 : Femmes monoparentales



1-5 : Autres familles



modestes variations contrastent encore une fois avec celles observées au niveau de leur taux de pauvreté marchand, mais à un moindre degré que pour l'ensemble des familles de deux personnes et plus.

Quant aux familles monoparentales à chef féminin, l'examen de l'ensemble des années suggère également une certaine stabilité de leur situation au cours de la période. De fait, leur taux de pauvreté de potentiel s'est surtout concentré autour de 46 p.100, variant à peine de –0,3 à +0,4 point de pourcentage autour de cette valeur selon l'année considérée. Deux années font toutefois exceptions ici. Il s'agit de 1986 où le taux, plus élevé, était de 47,7 p.100 ainsi que de 1994 avec un taux plus faible de 42,3 p.100. Comme pour les différents types de familles discutés plus haut, l'évolution de la situation de ce groupe contraste avec celle observée sur la base de leur revenu marchand, leur taux de pauvreté sur ce concept de revenu ayant eu résolument tendance à augmenter à partir de 1989.

Finalement, pour les familles composant le groupe résiduel, on observe une plus grande variabilité de leur taux de pauvreté des capacités tout au long de la période comparativement à celui des autres familles[29]. La comparaison des années 1986 et 1996 indique que leur taux de pauvreté a augmenté de 1,4 point de pourcentage, soit une hausse assez comparable à celle de leur taux de pauvreté marchand observé.

4.1.2. Selon les caractéristiques du chef de famille

Si l'incidence de la pauvreté varie en fonction du type de familles considérée, les caractéristiques des chefs de familles ont également eu un impact important sur la détermination de leur situation économique. Dans cette section, nous réexaminons donc les taux de pauvreté des capacités pour l'ensemble des familles non âgées mais en fonction de l'âge et de l'éducation de leur chef[30].

L'examen des résultats présentés dans la seconde section du tableau 1 montre que le taux de pauvreté des capacités, comme le taux de pauvreté sur la base du revenu marchand observé tend,

[29] Il y a peu d'observations dans ce groupe, ce qui rend malaisée l'interprétation des tendances dans le taux de pauvreté des capacités.

[30] Le lieu de résidence, l'origine ethnique et l'état de santé seraient des variables également intéresantes à analyser puisque elles influencent fortement aussi les niveaux et tendances de la pauvreté.

comme on pouvait s'y attendre, à diminuer avec l'âge du chef de famille[31]. Les plus jeunes travailleurs qui commencent leur carrière généralement au bas de l'échelle salariale puis qui typiquement voient leurs salaires augmenter avec l'expérience explique en grande partie cette tendance. Toutefois, contrairement aux taux observés sur la base du revenu marchand qui connaissent un renversement de cette tendance pour les familles dont le chef avait entre 55 et 64 ans, les taux de pauvreté des capacités ont, comme on peut le constater, continuellement diminuer avec l'âge[32].

Les écarts entre les taux de pauvreté des familles plus jeunes et des familles plus âgées ont été importants avec notre mesure qui d'ailleurs montre un «effet d'âge» amplifié. La capacité d'éviter la pauvreté par leurs propres moyens pour les familles dont le chef (i.e. la personne la plus âgée dans la famille) avait moins de 35 ans a en effet été extrêmement limitée lorsqu'on la compare à celle de l'ensemble des familles économiques et surtout à celle des familles plus âgées.

À cet égard, et malgré un écart absolu important avec leur taux de pauvreté marchand observé, la situation des familles dont le chef avait moins de 25 ans est apparue particulièrement critique[33]. En 1996, le taux de pauvreté de ces plus jeunes familles qui s'établissait à 32,3 p.100 indiquait que ces dernière étaient 4,6 fois plus vulnérables à la pauvreté des capacités que l'ensemble des familles et 9,2 fois plus à risque comparativement aux familles dont le chef avait entre 45 et 54 ans. Sur la base de leur revenu marchand observé, ce risque n'était comparativement que 2,7 fois plus élevé et 4,1 fois plus élevé respectivement. Quant aux familles dont le chef avait entre 25 et 34 ans, qui avaient un taux de pauvreté des capacités de 12,2 p.100 en 1996, la même conclusion s'impose mais dans une moindre mesure cependant.

---

[31] Nous avons recodé la variable d'âge du chef de façon à ce qu'elle reflète l'âge de la personne la plus vieille dans chaque famille (et non pas, par exemple, l'âge de l'époux qui est donné par défaut pour les familles biparentales). Cinq groupes assez standards d'âge sont considérés pour distinguer les familles. Il s'agit de 1) moins de 25 ans, 2) entre 25 et 34 ans, 3) entre 35 et 44 ans, 4) entre 45 et 54 ans et enfin 5) entre 55 et 64 ans.

[32] Cette différence entre les deux mesures trouve son explication dans la prévalence croissante des départs plus rapides (volontaires ou non) à la retraite (et donc généralement une perte de revenu pour les familles plus âgées) qui affecte la mesure de la pauvreté sur la base du revenu marchand observé mais reste sans effet sur notre mesure.

[33] Notons qu'il s'agit d'un groupe de familles où, par rapport aux autres groupes d'âges, on compte une proportion non négligeable de familles monoparentales à chef féminin ainsi que des familles où l'un ou les deux parents, selon le cas, sont souvents étudiants.

À l'autre extrême, les taux de pauvreté des capacités des familles plus âgées (3,5 p.100 en 1996 dans le cas des familles dont le chef avait entre 45 et 54 ans et 3,3 p.100 dans le cas de celles dont le chef avait entre 55 et 64 ans cette même année) suggèrent, à l'instar des couples discutés précédemment, une certaine marginalisation de la pauvreté si tous les adultes travaillaient à leur plein potentiel. Comparativement à l'ensemble des familles économiques, ces familles sont d'ailleurs apparues encore moins vulnérables à la pauvreté avec notre mesure que sur la base de leur revenu marchand observé. Par exemple, si celles dont le chef avait entre 45 et 54 ans étaient sur la base de leur revenu marchand observé en 1996, 1,5 fois moins susceptibles d'être pauvres que l'ensemble des familles, elles l'étaient 2 fois moins avec notre mesure.

Les résultats relatifs aux tendances des taux de pauvreté, présentés aux colonnes 6 et 7 de la seconde section du tableau 1 ainsi qu'aux graphiques 2-1 à 2-5 indiquent par ailleurs que cette disparité entre les taux de pauvreté des capacités des familles plus jeunes et plus âgées s'est en fait considérablement accentuée au cours de la période. Cet élargissement, qui a été plus prononcé que celui observé pour les taux de pauvreté marchands, résulte en particulier d'une augmentation importante, surtout au cours des années 1990, des taux de pauvreté prédits des plus jeunes des familles (et dans une moindre mesure de celle des familles dont le chef avait entre 25 et 34 ans).

Au cours de la deuxième moitié des années 1980, le taux de pauvreté des capacités des plus jeunes familles a décliné de 3,3 points de pourcentage pour s'établir à 17,6 p.100 en 1989. Dès 1990 cependant, ce taux augmentait à 26,5 p.100 pour finalement s'établir au taux estimé de 32,3 p.100 en 1996. La comparaison des années 1986 et 1996 illustre bien cette détérioration de leur situation. Au total, leur taux de pauvreté des capacités a augmenté de 11,4 points de pourcentage, une hausse qui, quoique impressionnante, est resté toutefois en deça de l'augmentation de 18,8 points de pourcentage de leur taux de pauvreté marchand observé[34,35].

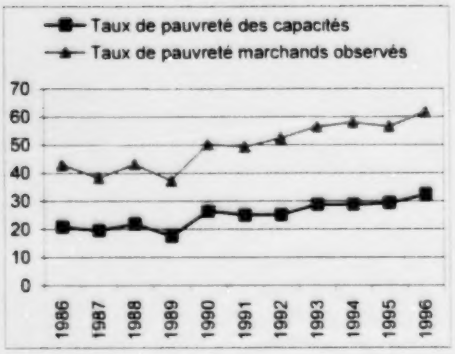
[34] La détérioration de la situation des plus jeunes familles semble être surtout dûe à un effet de composition. La proportion des familles dirigées par un jeune chef a diminuée dans le temps et elles sont aussi de plus en plus dirigées par une mère monoparentale. Enfin de plus en plus de jeunes décident de rester à l'école pendant plus longtemps.

[35] Pour les familles dont le chef avait entre 25 et 34 ans, leur taux de pauvreté des capacités a augmenté de 2,8 points de pourcentage sur l'ensemble de la période. Sur la base de leur revenu marchand observé, cette hausse avait plutôt été de 7,4 points de pourcentage.

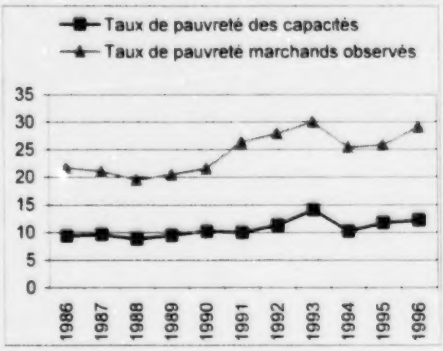
Graphique 2

Taux de pauvreté selon la mesure de revenu
par âge du chef de famille, 1986 à 1996

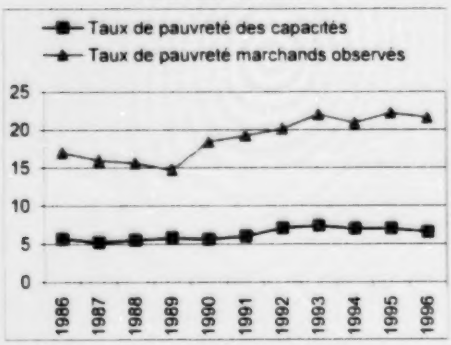
2-1 : 18-24 ans



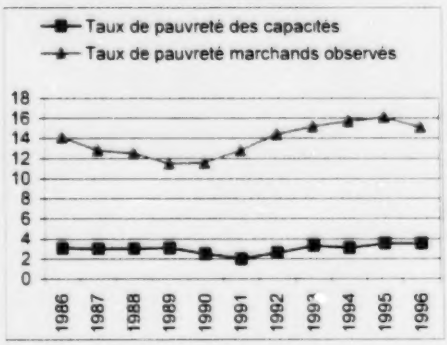
2-2 : 25 à 34 ans



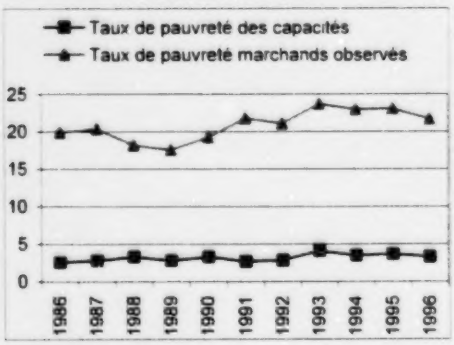
2-3 : 35 à 44 ans



2-4 : 45 à 54 ans



2-5 : 55 à 64 ans



Quant aux familles plus âgées, la comparaison des années 1986 et 1996, montre que selon le groupe d'âge considéré, les taux de pauvreté des capacités n'ont de fait augmenté qu'entre 0,4 point de pourcentage et 0,9 point de pourcentage sur l'ensemble de la période. L'examen des graphiques 2-3 à 2-5 confirme d'ailleurs cette stabilité générale de leur situation respective dans le temps mais souligne également que ces tendances contrastent, encore une fois, avec celles observées pour les taux de pauvreté marchands, ces dernières familles ayant tous connu une détérioration plus ou moins importante de leur situation selon ce concept de revenu.

Les résultats de la dernière section du tableau 1 montrent enfin que l'éducation a aussi eu une influence non négligeable sur le statut économique des familles[36]. Ces résultats sont également ceux attendus, c'est à dire que lorsque le niveau d'éducation du chef de famille augmente, l'incidence de la pauvreté tend en général à diminuer.

Les disparités entre les taux de pauvreté des familles au sein des différents niveaux d'éducation ont été en général très importantes surtout sur la base de leur revenu potentiel de temps plein. Par rapport aux familles dont le chef (i.e. la personne la plus scolarisée dans la famille) avait un niveau d'éducation universitaire, celles dont le chef avait une éducation post-secondaire partielle ou moins sont de fait apparues relativement plus vulnérables à la pauvreté qu'elle ne l'étaient sur la base de leur revenu marchand observé.

Les familles dont le chef avait moins de 11 années d'éducation formelle ont montré à cet égard, un degré extrême de vulnérabilité au cours de la période. En 1996, leur taux de pauvreté des capacités qui s'établissait à 21,4 p.100[37], impliquait en effet qu'elles étaient 10,6 fois plus vulnérables à la pauvreté de marché que les familles au sein du groupe d'éducation universitaire. En comparaison, leur degré de vulnérabilité par rapport aux familles les plus scolarisées n'était que 5,8 fois plus élevé sur la base de leur revenu marchand observé.

---

[36] Comme pour la variable «âge du chef», nous avons recodé celle du niveau d'éducation du chef de famille de manière à ce qu'elle reflète l'éducation de la personne la plus scolarisée dans chaque famille. Cinq catégories d'éducation du chef sont considérées pour distinguer les familles, soit 1) moins de 11 ans de scolarité, 2) entre 11 et 13 ans, 3) études post-secondaires non complétées, 4) études post-secondaires complétées et 5) éducation universitaire.

[37] Avec une baisse de 35,3 points de pourcentage en termes absolus par rapport à leur taux de pauvreté marchand observé cette année-là, le taux de pauvreté des capacités des familles dont le chef avait un faible niveau d'éducation peut paraître relativement peu élevé. Il faut comprendre que ces familles sont en général plus âgées, ce qui tend à brouiller quelque peu l'effet d'un tel niveau d'éducation sur leur taux de pauvreté. Une solution possible à ce problème serait de refaire l'analyse en excluant les familles dont le chef était âgé entre 55 et 64 ans par exemple.

À l'inverse, les résultats pour les familles dont le chef avait une éducation post-secondaire complétée et surtout pour celles au sein du groupe d'éducation universitaire rappellent ceux concernant les familles plus âgées et ceux des couples avec ou sans enfant. En 1996, seulement 1,6 p.100 des familles dont le chef avait une éducation universitaire étaient ainsi incapables de subvenir à leurs besoins essentiels même en utilisant pleinement tout leur potentiel. Comparées à l'ensemble des familles, il s'agit d'un taux qui impliquait un risque de pauvreté 3,6 fois moins élevé. Sur la base de leur revenu marchand observé, ce risque n'était plutôt que 2,4 fois moins élevé.

Les résultats concernant les tendances des taux de pauvreté des capacités selon le groupe d'éducation, présentés aux graphiques 3-1 à 3-5 ainsi qu'aux colonnes 6 et 7 de la dernière section du tableau 1 sont plus difficiles à interpréter[38].

On peut quand même constater que, à l'exception des familles dont le chef avait un niveau d'éducation universitaire, toutes les familles au sein des autres groupes d'éducation ont connu une détérioration plus ou moins importante de leur situation sur la base de leur revenu potentiel de temps plein au cours de la période. Pour les familles dont le chef avait une éducation post-secondaire partielle ou moins, les hausses de leur taux de pauvreté des capacités qui ont toutes été surtout concentrées au cours des années 1990, ont été assez similaires au total avec des variations allant de 10,5 points de pourcentage à 12,8 points de pourcentages entre 1986 et 1996. Quoique substantielles, ces hausses ont été cependant bien moindres que celles de leur taux de pauvreté sur la base de leur revenu marchand observé[39].

Quant aux familles dont le chef détenait une éducation universitaire, celles-ci ont plutôt connu une relative stabilité de leur situation au cours des années. De fait, leur taux de pauvreté des capacités s'est en général concentré autour de 2,0 p.100 tout au long de la période. La comparaison des années 1986 et 1996 renforce d'ailleurs cette image de stabilité, avec une baisse de 0,3 point de pourcentage qui, encore une fois, détonne avec la hausse de 3,9 points de pourcentage de leur taux de pauvreté marchand observé.

---

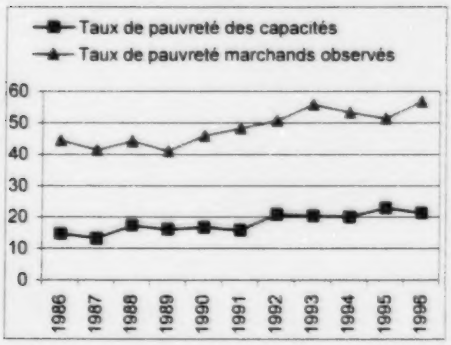
[38] Il faut être prudent dans l'analyse des tendances des taux de pauvreté selon le groupe d'éducation du fait d'un changement intervenu en 1989 dans la variable d'éducation dans l'Enquête sur les finances des consommateurs. Ce changement rend en effet les comparaisons entre les années 1986-1988 et 1989-1996 moins fiables et difficiles à interpréter.

[39] Les familles dont le chef avait une éducation post-secondaire complétée ont aussi connu, encore une fois surtout au cours des années 1990 , une hausse de leur taux de pauvreté des capacités. Celle-ci a toutefois été modeste au total, soit +1,3 point de pourcentage entre 1986 et 1996.

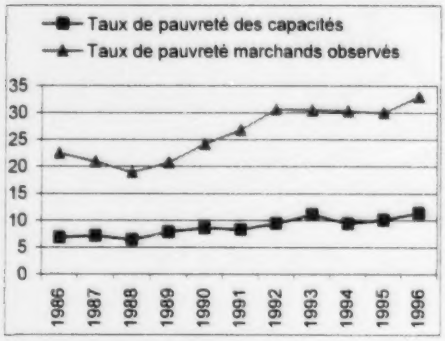
Graphique 3

Taux de pauvreté selon la mesure de revenu
par niveau d'éducation du chef de famille, 1986 à 1996

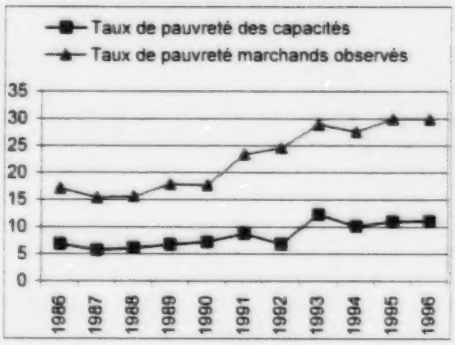
3-1 : Moins de 11 ans



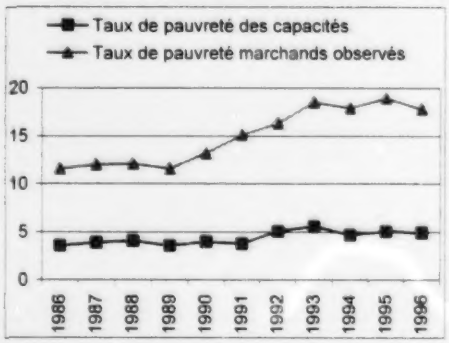
3-2 : 11 à 13 ans



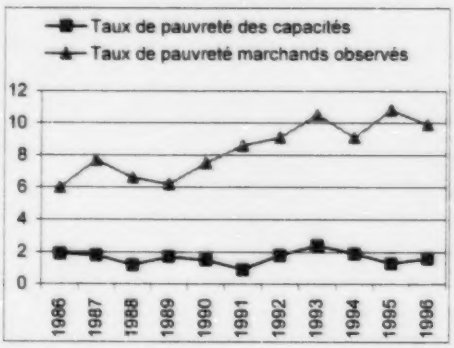
3-3 : Post-secondaire partiel



3-4 : Post-secondaire terminé



3-5 : Universitaire



4.2. Composition de la population des familles pauvres en capacités

Nous complétons maintenant notre analyse de la pauvreté des capacités en examinant les caractéristiques de la population des familles pauvres selon leur potentiel à générer un revenu de temps plein. À l'instar de l'approche utilisée dans l'analyse des taux de pauvreté, nous continuons à souligner les principales différences entre notre mesure et celle fondée sur le revenu marchand. Le tableau 2, dont la structure est identique à celle du tableau 1, présente nos résultats[40].

Tableau 2

Composition des familles pauvres selon la mesure de revenu
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 et 1996 ($ de 1996)

Type de familles et caractéristiques du chef	*Composition*				*Changement absolu* (1986-1996)	
	Capacité		Revenu marchand			
	1986	1996	1986	1996	Capacité	Rev. mar.
Types de familles :						
Couples sans enfants	11,8	12,2	22,8	24,0	+0,4	+1,2
Couples avec enfants	26,0	16,4	43,1	36,8	-9,6	-6,3
Ensemble des familles monop.	53,7	61,6	24,2	29,3	+7,9	+5,1
Autres familles	8,5	9,8	10,0	9,5	+1,3	-0,5
Âge du chef :						
18-24	14,5	12,4	9,6	7,4	-2,1	-2,2
25-34 ans	40,0	35,1	29,8	26,0	-4,9	-3,8
35-44 ans	27,2	30,6	26,1	31,1	+3,4	+5,0
45-54 ans	10,4	13,2	15,1	18,0	2,8	+2,9
55-64 ans	7,9	8,7	19,3	17,6	+0,8	-1,7
Éducation du chef :						
Moins de 11 ans	31,6	22,2	30,7	18,3	-9,4	-20,2
11 à 13 ans	37,7	29,4	40,5	26,2	-8,3	-3,5
Post-secondaire partielle	13,2	13,8	10,6	11,6	+0,6	+1,5
Post-secondaire terminée	11,3	28,9	11,8	33,1	+17,6	+19,1
Universitaire	6,2	5,7	6,3	10,8	-0,5	+3,2

Source : Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années.

[40] Les résultats pour l'ensemble des années sont présentés aux tableaux A7-1 et A7-2.

4.2.1. Selon le type de familles

L'examen des résultats concernant la structure familiale de la population pauvre en capacités, présentés dans la première section du tableau 2, montre que les familles monoparentales ont été celles qui ont été les plus largement représentées au sein de cette population au cours de la période. De fait, 61,6 p.100 de l'ensemble des familles pauvres en capacités étaient des familles monoparentales en 1996, une proportion qui s'est d'ailleurs accentuée au cours de la période avec une hausse de 7,9 points de pourcentage par rapport à 1986.

La comparaison avec la structure familiale de la population pauvre selon le revenu marchand montre par ailleurs à quel point ces familles monoparentales ont été sur-représentées au sein de la population pauvre en capacités. En 1996, la proportion de ces familles a ainsi été un peu plus de deux fois plus élevée que la proportion qu'elles représentaient au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand observé, soit 29,3 p.100.

La situation inverse s'observe pour les couples avec et sans enfants, ceux-ci ayant respectivement représentés, 16,4 p.100 et 12,2 p.100 de l'ensemble des familles pauvres en potentiels en 1996, alors que leur part respective au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand était, dans l'ordre, de 36,8 p.100 et 24,0 p. 100 cette même année.

En ce qui a trait aux changements intervenus dans les structures familiales des deux populations pauvres, on constate que celle-ci ont généralement évoluées dans le même sens. Par exemple, l'augmentation notée plus haut dans la part représentée par les familles monoparentales au sein de la population des familles pauvres en capacités a également été perceptible au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand observé mais avec moins d'ampleur cependant, cette dernière augmentation n'ayant été que de 5,1 points de pourcentage entre 1986 et 1996.

Pour les couples, on remarque une tendance similaire entre les deux mesures, puisque au sein des deux populations pauvres, il y a eu une convergence importante entre les parts relatives des couples avec et sans enfants. Cette convergence, qui a été plus accentuée au sein de la population des familles pauvres en capacités, a été surtout le fait d'une baisse considérable de la proportion des couples avec enfants au sein de celle-ci. Ainsi entre 1986 et 1996, la part des familles pauvres en potentiels représentée par ces couples a diminué de 9,6 points de

pourcentage alors que celle des couples sans enfant est restée plutôt stable avec une légère hausse de 0,4 point de pourcentage. Au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand, ces tendances étaient de –6,3 points et +1,2 points de pourcentage respectivement.

Quant aux « autres familles », les parts relatives qu'elles représentaient au sein de chacune des populations pauvres ont convergé au cours des années. Comme l'indique le tableau 2, elles représentaient des proportions très similaires en 1996.

4.2.2. Selon les caractéristiques du chef de famille

L'examen de la structure d'âge de la population des familles pauvres en capacités dans la seconde section du tableau 2 indique que ces familles ont également été relativement jeunes. En 1996, on constate ainsi que près de la moitié de ces familles (47,5 p.100) avaient de fait été dirigées par un chef qui avait moins de 35 ans alors que moins d'un quart d'entre elles avaient un chef de plus de 44 ans.

La comparaison des structures d'âges entre les deux populations pauvres montre, à l'instar des familles monoparentales, que les plus jeunes familles ont aussi été surreprésentées au sein de la population des familles pauvres en capacités. À l'opposée, les familles plus âgées y ont été largement sous sous-représentées. Les résultats pour l'année 1996 montrent ainsi que la part des familles pauvres en capacités représentée par des familles dont le chef avait moins de 25 ans était environ 68 p.100 supérieure à la proportion qu'elles représentaient au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand. Pour les familles dont le chef avait entre 45 et 54 ans, cette proportion était, à l'opposée 27 p. 100 plus faible.

Par ailleurs, on peut constater que les changements intervenus au niveau des structures d'âges au cours des années ont été qualitativement du même ordre entre les deux mesures. Dans les deux cas en effet, la proportion des familles pauvres qui avaient un chef de moins de 35 ans a diminué entre 1986 et 1996, sans doute un reflet du vieillissement de la population. Ainsi, alors que les familles pauvres en potentiels étaient majoritairement dirigées par un chef ayant moins de 35 ans

au début de la période, la majorité d'entre elles (soit 52,5 p.100) avaient plutôt un chef âgé d'au moins 35 ans en 1996, une hausse de 7 points de pourcentage par rapport à 1986[41].

En ce qui a trait enfin à la structure d'éducation des familles pauvres, on constate que ce sont les familles dont le chef était parmi les moins scolarisés qui étaient majoritairement représentées au sein de la population des familles pauvres en capacités. En 1996, 51,6 p. 100 de l'ensemble des familles pauvres en capacités avaient ainsi un chef qui avait un niveau d'éducation équivalent à 13 années ou moins. À l'opposé seulement 5,7 p. 100 de ces familles pauvres étaient de celles où le chef avait une éducation universitaire.

Comparativement à la population des familles pauvres selon leur revenu marchand, ces familles dont le chef était moins scolarisé et aussi celles dont le chef avait une éducation post-secondaire partielle tendent en général à avoir été sur-représentées au sein de la population pauvre en capacité. L'inverse a été vrai pour les familles plus scolarisées et en particulier pour celles dont le chef avait une éducation universitaire. Par exemple, les familles dont le chef avait moins de 11 ans d'éducation formelle en 1996 représentaient une part de la population des familles pauvres en capacités qui étaient 21,3 p.100 plus élevé que leur proportion correspondante au sein des familles pauvres selon leur revenu de marché observé. Pour les familles dont le chef détenait une éducation universitaire cette année-là, leur proportion au sein des familles pauvres en capacités était, à l'opposée, 47,2 p.100 plus faible que celle qui fut la leur au sein de la population pauvre selon le revenu marchand observé.

Concernant les modifications intervenues dans la structure d'éducation de la population des familles pauvres, celles-ci restent difficiles à interpréter dû au changement intervenu dans la définition de la variable d'éducation dans l'EFC[42]. On peut toutefois constater que la proportion des familles pauvres en capacités représentée par celles dont le chef était moins éduqué (13 années ou moins d'éducation) a eu tendance a diminuer dans le temps mais en restant cependant, comme on l'a vu, majoritaires au sein de cette population. Cette tendance qui reflète l'augmentation du niveau général de l'éducation de la population dans son ensemble a toutefois été moins prononcée qu'au sein de la population pauvre selon le revenu marchand observé où ces

[41] L'impact du vieillissement de la population a eu notamment pour effet de réduire les différences entre les deux mesures quant à la structure d'âge. En effet, les familles pauvres sur la base de leur revenu marchand ont continuellement été dirigées par un chef qui avait au moins 35 ans.

[42] Voir note 12.

familles sont éventuellement devenu minoritaires. Ainsi, alors que la proportion de l'ensemble des familles pauvres en capacités qui étaient représentée par les familles dont le chef avait moins de 11 ans d'éducation formelle a diminué de 9,4 points de pourcentage entre 1986 et 1996, cette diminution avait été de 12,4 points de pourcentage avec l'autre mesure. De façon similaire, pour les familles dont le chef avait entre 11 et 13 ans de scolarité, cette diminution a été de 8,3 points de pourcentage au sein de la population pauvre en capacités, mais de 14,3 points de pourcentage au sein de la population des familles pauvres selon le revenu marchand observé.

À l'opposé, les familles dont le chef avait une éducation post-secondaire complétée sont celles dont la proportion au sein des familles pauvres en capacités a le plus augmenté au cours de la période. Cette hausse a été de 17,6 points de pourcentage entre 1986 et 1996, soit un peu moins que les 21,3 points de pourcentage d'augmentation de leur proportion au sein de la population des familles pauvres selon le revenu marchand. Quant aux familles dont le chef avait une éducation universitaire, leur proportion de l'ensemble des familles pauvres en capacités a peu changé au cours de la période, une situation qui contraste, mais pas trop, avec celle au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand observé.

5. Conclusion

Nous avons chercher au cours de cette analyse à dresser une image de la pauvreté des capacités des familles non âgées à gagner un revenu de marché au Canada entre les années 1986 et 1996. À cette fin, nous avons utilisé une mesure du potentiel de chaque adulte au sein d'une famille donnée à générer des gains annuels en supposant un travail à temps plein toute l'année. Un certain nombre d'ajustements ont été effectués sur cette mesure afin de prendre en considération le fait que certains individus ne pouvaient travailler à temps plein toute l'année parce qu'ils étaient étudiants ou encore souffraient d'une invalidité les empêchant de travailler. Les revenus de placements et autres revenus monétaires non gouvernementaux des familles ont par la suite été ajoutés aux gains annuels prédits de temps plein des familles.

Les principaux résultats sont :

- Les taux prédits de pauvreté ont été, comme on pouvait s'y attendre, beaucoup plus faibles que les taux de pauvreté effectivement observés sur la base du revenu marchand. Pour l'ensemble des familles économiques non âgées, par exemple, le taux de pauvreté des capacités représentait ainsi environ le tiers du taux de pauvreté sur la base du revenu marchand en 1996.

- Les taux de pauvreté des capacités ont varié considérablement selon le type de familles considéré et les caractéristiques du chef. Pour les couples avec ou sans enfants, les familles plus âgées et celles dont le chef avait au moins une éducation post-secondaire complétée, les taux de pauvreté des capacités ont été très faibles tout au long de la période. Pour ces familles, un accès adéquat au marché du travail à temps plein toute l'année aurait ainsi pour effet, toutes choses égales par ailleurs, de marginaliser la pauvreté de marché au Canada. En revanche, pour les plus jeunes familles, celles dont le chef était peu scolarisé ainsi que pour les familles monoparentales le problème semble tout autre. Leur taux de pauvreté des capacités qui ont été très élevés, autant en termes absolus que relativement aux autres types de familles, renforce plutôt l'idée d'un manque de capital humain ou à tout le moins d'un rendement trop insuffisant sur celui-ci sur le marché du travail.

- Les résultats relatifs aux tendances des taux de pauvreté des capacités indiquent que ceux-ci ont été beaucoup plus stables que les taux de pauvreté sur la base du revenu marchand. Le fait que les taux de pauvreté marchand observé reposent sur le flux des revenus actuels et que notre mesure reflète en quelque sorte les caractéristiques plus permanentes des familles n'est probablement pas étranger à cette différence. Certaines exceptions ont toutefois été notées.

- Les caractéristiques des familles pauvres en capacités ont été différentes de celles de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand. En particulier, la population des familles pauvres en potentiels a été beaucoup plus largement représentée par des familles monoparentales tout en étant également plus jeune et moins scolarisée que la population des familles pauvres selon leur revenu marchand.

- Quant aux changements dans la composition de la population des familles pauvres en capacités au cours des années, ils montrent, d'une part, que les familles monoparentales ont représenté une part de plus en plus importante de la population pauvre en potentiels. D'autre part, ils indiquent que cette population de familles a vieilli et qu'elle est devenue plus éduquée mais, dans les deux cas, de façon moindre qu'au sein de la population des familles pauvres selon leur revenu marchand observé.

Les implications politiques de ces résultats sont importantes. Elles soulignent notamment à quel point il importe de tenir compte des deux composantes du marché du travail, c'est à dire l'offre et la demande, selon les caractéristiques individuelles et familiales. Des initiatives telles l'investissement dans l'accumulation des connaissances, l'apprentissage continu, les programmes d'employabilité et autres politiques visant à générer de meilleurs salaires, tels les suppléments au revenu et une hausse du salaire minimum, seraient toutes indiquées pour réduire la pauvreté chez les familles monoparentales, les jeunes familles et celles dont le chef possède un faible niveau de scolarité. Pour d'autres types de familles –les couples avec ou sans enfant, les familles plus âgées et celles dont le chef est plus scolarisé – les politiques axées sur la demande et la création d'emplois stables permettraient à plusieurs de générer un revenu suffisant pour subvenir à leurs propres besoins.

Annexe

Annexe Tableau A1

Définitions des variables

Variables	*Définitions*
Âge	Âge de l'individu.
Âge au carré	Âge de l'individu au carré.
Éduc2 – Éduc5	Variable dichotomique indiquant le nombre d'année d'éducation de l'individu : Moins de 11 années d'études est la catégorie de référence; Éduc2 si 11-13 années d'études primaires et secondaires; Éduc3 si études post-secondaires partielles; Éduc4 si certificat ou diplôme d'études post-secondaires; Éduc5 si diplôme universitaire.
Nenf18*	Nombre d'enfants célibataires de moins de 18 ans dans la famille.
Enf7*	Variable dichotomique indiquant la présence d'enfants de moins de 7 ans dans la famille : 1 si au moins un enfant, 0 autrement.
Mar	Variable dichotomique indiquant le statut conjugal : 1 si marié, 0 autrement.
Imm	Variable dichotomique indiquant le statut d'immigration : 1 si né au Canada, 0 autrement.
Urb1 – Urb4	Variable dichotomique indiquant la taille de la région de résidence : Région rural est la catégorie de référence; Urb1 si région de 500 000 habitants et plus; Urb2 si région de 100 000 à 499 999 habitants; Urb3 si 30 000 à 99 000 habitants; Urb4 si région de moins de 30 000 habitants.
T.N. – C.B.	Variable dichotomique indiquant la province de résidence : Ontario est la catégorie de référence.

Note : Les variables avec un astérisque apparaissent uniquement dans les équations probits sur la participation à temps plein toute l'année au marché du travail.

Annexe Tableau A2

Résultats : Probit sur la probabilité de travailler à temps plein toute l'année

Femmes – 1986 à 1996

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Constante	-3,082	-3,136	-3,328	-3,322	-3,396	-3,705	-3,842	-3,805	-4,154	-3,984	-4,133
	(0,109)	(0,095)	(0,104)	(0,099)	(0,095)	(0,102)	(0,108)	(0,110)	(0,108)	(0,116)	(0,117)
Âge	0,159	0,165	0,178	0,177	0,173	0,186	0,188	0,183	0,201	0,193	0,194
	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)
Âge carré	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,003	-0,003	-0,003
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Éduc2	0,465	0,478	0,489	0,486	0,465	0,537	0,539	0,547	0,531	0,509	0,517
	(0,024)	(0,021)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,024)	(0,025)	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,029)
Éduc3	0,554	0,493	0,495	0,507	0,617	0,597	0,625	0,578	0,536	0,538	0,582
	(0,036)	(0,032)	(0,034)	(0,034)	(0,032)	(0,034)	(0,036)	(0,037)	(0,036)	(0,039)	(0,038)
Éduc4	0,657	0,711	0,674	0,703	0,749	0,737	0,760	0,739	0,733	0,722	0,749
	(0,029)	(0,025)	(0,027)	(0,023)	(0,023)	(0,024)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,028)
Éduc5	0,808	0,865	0,847	0,881	0,871	1008	1011	1009	0,962	0,937	0,973
	(0,034)	(0,030)	(0,031)	(0,032)	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,033)	(0,031)	(0,034)	(0,033)
Nenf18	-0,251	-0,261	-0,249	-0,249	-0,220	-0,229	-0,215	-0,228	-0,223	-0,212	-0,200
	(0,012)	(0,010)	(0,011)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,011)	(0,011)
Enf7	-0,220	-0,250	-0,251	-0,260	-0,274	-0,287	-0,247	-0,222	-0,219	-0,208	-0,142
	(0,027)	(0,024)	(0,025)	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,025)	(0,026)	(0,025)	(0,028)	(0,027)
Mar	-0,181	-0,162	-0,171	-0,122	-0,046	-0,018	-0,024	-0,001	0,033	-0,023	0,019
	(0,022)	(0,019)	(0,021)	(0,020)	(0,019)	(0,020)	0,021	(0,020)	(0,020)	(0,022)	(0,021)
Imm	0,033	0,014	0,030	-0,053	-0,075	-0,031	-0,053	-0,102	-0,055	-0,093	-0,083
	(0,030)	(0,027)	(0,029)	(0,028)	(0,027)	(0,028)	(0,029)	(0,030)	(0,025)	(0,028)	(0,028)
Urb1	0,286	0,246	0,268	0,334	0,290	0,264	0,231	0,289	0,207	0,237	0,260
	(0,029)	(0,025)	(0,027)	(0,027)	(0,026)	(0,027)	(0,028)	(0,028)	(0,027)	(0,029)	(0,028)
Urb2	0,213	0,127	0,190	0,215	0,219	0,193	0,180	0,187	0,151	0,180	0,139
	(0,036)	(0,029)	(0,031)	(0,025)	(0,024)	(0,025)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,027)	(0,027)

Annexe Tableau A2 (suite)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Urb3	0,164	0,142	0,073	0,184	0,140	0,143	0,117	0,053	0,074	0,167	0,152
	(0,029)	(0,028)	(0,029)	(0,029)	(0,029)	(0,030)	(0,031)	(0,031)	(0,036)	(0,036)	(0,035)
Urb4	0,179	0,159	0,146	0,164	0,177	0,094	0,127	0,107	0,141	0,144	0,130
	(0,027)	(0,022)	(0,025)	(0,023)	(0,022)	(0,023)	(0,024)	(0,024)	(0,028)	(0,030)	(0,029)
T.N.	-0,360	-0,451	-0,369	-0,410	-0,370	-0,386	-0,426	-0,311	-0,229	-0,382	-0,464
	(0,047)	(0,034)	(0,042)	(0,040)	(0,032)	(0,041)	(0,044)	(0,043)	(0,046)	(0,052)	(0,051)
I.P.E.	0,012	-0,160	-0,145	-0,132	-0,082	-0,112	-0,126	-0,094	-0,044	-0,114	-0,022
	(0,059)	(0,041)	(0,054)	(0,056)	(0,041)	(0,054)	(0,055)	(0,056)	(0,057)	(0,059)	(0,056)
N.E.	-0,209	-0,152	-0,181	-0,219	-0,154	-0,196	-0,249	-0,164	-0,240	-0,241	-0,195
	(0,041)	(0,036)	(0,037)	(0,035)	(0,034)	(0,035)	(0,037)	(0,036)	(0,036)	(0,039)	(0,038)
N.B.	-0,126	-0,236	-0,305	-0,236	-0,204	-0,113	-0,103	-0,140	-0,129	-0,120	-0,153
	(0,040)	(0,036)	(0,037)	(0,036)	(0,035)	(0,035)	(0,037)	(0,037)	(0,037)	(0,040)	(0,039)
Qué.	-0,182	-0,219	-0,240	-0,188	-0,171	-0,159	-0,168	-0,123	-0,152	-0,170	-0,157
	(0,031)	(0,027)	(0,029)	(0,024)	(0,024)	(0,024)	(0,025)	(0,025)	(0,024)	(0,026)	(0,026)
Man.	0,009	-0,052	-0,022	-0,004	-0,078	-0,058	0,018	0,018	0,040	0,021	0,053
	(0,041)	(0,036)	(0,037)	(0,037)	(0,034)	(0,037)	(0,039)	(0,039)	(0,035)	(0,038)	(0,038)
Sask.	0,041	-0,006	-0,033	-0,031	0,021	0,132	0,062	0,088	0,085	0,089	0,144
	(0,037)	(0,034)	(0,036)	(0,035)	(0,033)	(0,035)	(0,037)	(0,036)	(0,038)	(0,041)	(0,041)
Alb.	-0,029	-0,111	-0,064	-0,106	-0,038	-0,031	-0,017	-0,009	0,018	0,083	-0,007
	(0,032)	(0,029)	(0,030)	(0,031)	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,033)	(0,033)	(0,037)	(0,036)
C.B.	-0,257	-0,336	-0,261	-0,258	-0,227	-0,201	-0,161	-0,047	-0,071	-0,102	-0,178
	(0,036)	(0,032)	(0,033)	(0,032)	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,033)	(0,031)	(0,034)	(0,033)
Nb. obs.	22 681	30 359	26 155	28 184	31 028	28 081	25 799	25 854	26 497	22 841	23 617

Source : Caluculs de l'auteur à partir des fichiers publics de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (fichiers des particuliers de 15 ans et plus), 1986-1996.

Note : Écarts types entre parenthèses.

Annexe Tableau A3

Résultats : Équations gains annuels à temps plein toute l'année

Femmes – 1986 à 1996

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Constante	8,291	8,571	8,570	8,642	8,681	8,687	8,603	8,987	8,914	8,360	8,673
	(0,119)	(0,101)	(0,107)	(0,102)	(0,106)	(0,105)	(0,121)	(0,116)	(0,124)	(0,134)	(0,143)
Âge	0,060	0,047	0,048	0,051	0,051	0,054	0,056	0,045	0,051	0,066	0,057
	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)
Âge carré	-0,001	-0,001	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Éduc2	0,176	0,157	0,175	0,169	0,185	0,140	0,206	0,117	0,096	0,215	0,139
	(0,023)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,022)	(0,022)	(0,023)	(0,024)	(0,025)
Éduc3	0,253	0,260	0,298	0,213	0,224	0,238	0,265	0,225	0,165	0,312	0,199
	(0,030)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,025)	(0,028)	(0,027)	(0,027)	(0,029)	(0,030)
Éduc4	0,370	0,329	0,367	0,327	0,348	0,321	0,372	0,283	0,230	0,377	0,260
	(0,028)	(0,024)	(0,024)	(0,022)	(0,023)	(0,022)	(0,025)	(0,024)	(0,025)	(0,026)	(0,028)
Éduc5	0,624	0,686	0,706	0,716	0,703	0,683	0,749	0,639	0,564	0,733	0,612
	(0,031)	(0,027)	(0,026)	(0,026)	(0,027)	(0,027)	(0,030)	(0,029)	(0,029)	(0,031)	(0,033)
Mar	-0,027	-0,033	-0,011	-0,039	-0,000	-0,011	-0,010	-0,004	-0,012	-0,009	-0,012
	(0,017)	(0,014)	(0,014)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,013)	(0,012)
Imm	-0,089	-0,149	-0,060	-0,068	-0,027	-0,048	-0,072	-0,080	-0,092	-0,127	-0,092
	(0,021)	(0,019)	(0,019)	(0,018)	(0,018)	(0,017)	(0,018)	(0,018)	(0,015)	(0,017)	(0,017)
Urb1	0,162	0,158	0,148	0,125	0,128	0,132	0,159	0,082	0,111	0,154	0,162
	(0,022)	(0,019)	(0,019)	(0,019)	(0,019)	(0,017)	(0,018)	(0,017)	(0,017)	(0,018)	(0,018)
Urb2	0,109	0,062	0,094	0,062	0,086	0,092	0,095	0,056	0,119	0,116	0,107
	(0,027)	(0,021)	(0,021)	(0,017)	(0,017)	(0,016)	(0,016)	(0,016)	(0,017)	(0,017)	(0,017)
Urb3	0,075	0,118	0,078	0,042	0,066	0,072	0,080	0,031	0,069	0,084	0,094
	(0,022)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,019)	(0,020)	(0,019)	(0,023)	(0,023)	(0,022)
Urb4	0,010	0,083	0,054	0,026	0,018	0,070	0,047	0,024	0,033	0,029	0,061
	(0,021)	(0,017)	(0,018)	(0,017)	(0,016)	(0,015)	(0,016)	(0,015)	(0,018)	(0,019)	(0,018)

Annexe Tableau A3 (suite)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
T.N.	-0,070	-0,150	-0,098	-0,055	-0,074	-0,136	-0,126	-0,235	-0,129	-0,180	-0,146
	(0,039)	(0,028)	(0,032)	(0,031)	(0,024)	(0,029)	(0,032)	(0,029)	(0,030)	(0,036)	(0,037)
I.P.E.	0,002	-0,085	-0,130	-0,071	-0,093	-0,076	-0,090	-0,169	-0,126	-0,229	-0,153
	(0,043)	(0,030)	(0,037)	(0,039)	(0,029)	(0,034)	(0,035)	(0,035)	(0,035)	(0,037)	(0,033)
N.E.	-0,066	-0,134	-0,077	-0,138	-0,096	-0,166	-0,185	-0,225	-0,163	-0,210	-0,211
	(0,031)	(0,026)	(0,026)	(0,024)	(0,024)	(0,022)	(0,024)	(0,022)	(0,024)	(0,025)	(0,024)
N.B.	-0,066	-0,120	-0,057	-0,129	-0,133	-0,156	-0,178	-0,262	-0,206	-0,200	-0,126
	(0,029)	(0,026)	(0,026)	(0,025)	(0,025)	(0,021)	(0,023)	(0,023)	(0,023)	(0,024)	(0,024)
Qué.	-0,018	-0,028	-0,041	-0,090	-0,064	-0,094	-0,119	-0,119	-0,124	-0,117	-0,074
	(0,022)	(0,019)	(0,019)	(0,016)	(0,016)	(0,015)	(0,016)	(0,015)	(0,015)	(0,016)	(0,016)
Man.	-0,096	-0,080	-0,077	-0,129	-0,129	-0,118	-0,177	-0,178	-0,136	-0,189	-0,144
	(0,028)	(0,025)	(0,024)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,023)	(0,023)	(0,020)	(0,022)	(0,021)
Sask.	-0,061	-0,119	-0,081	-0,107	-0,156	-0,195	-0,225	-0,197	-0,191	-0,173	-0,126
	(0,026)	(0,023)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,020)	(0,022)	(0,021)	(0,023)	(0,024)	(0,023)
Alb.	-0,002	-0,032	-0,014	-0,075	-0,078	-0,112	-0,117	-0,104	-0,128	-0,149	-0,138
	(0,022)	(0,019)	(0,019)	(0,020)	(0,020)	(0,018)	(0,019)	(0,019)	(0,019)	(0,021)	(0,020)
C.B.	0,033	-0,001	-0,039	-0,016	0,002	-0,022	-0,041	-0,077	-0,013	0,058	0,042
	(0,026)	(0,023)	(0,022)	(0,021)	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,019)	(0,018)	(0,020)	(0,020)
Lambda	-0,151	-0,101	-0,144	-0,140	-0,151	-0,145	-0,098	-0,149	-0,207	-0,057	-0,128
	(0,037)	(0,030)	(0,031)	(0,030)	(0,030)	(0,028)	(0,032)	(0,030)	(0,032)	(0,035)	(0,038)
R2	0,184	0,187	0,211	0,193	0,180	0,236	0,235	0,233	0,216	0,250	0,227
É.t corr. rég.	0,594	0,575	0,563	0,568	0,577	0,521	0,522	0,510	0,543	0,504	0,505
Nb. obs.	8 163	10 723	9 882	11 333	12 145	11 035	10 149	10 044	10 925	9 243	9 430

Source : Calcul de l'auteur à partir des fichiers publics de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (fichiers des particuliers de 15 ans et plus), 1986-1996.

Note : Écarts types corrigés entre parenthèses.

Annexe Tableau A4

Résultats : Probit sur la probabilité de travailler à temps plein toute l'année

Hommes – 1986 à 1996

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Constante	-3 438	-3 469	-3 487	-3 521	-3 562	-3 742	-3 764	-3 578	-3 897	-3 910	-3 981
	(0,111)	(0,097)	(0,105)	(0,100)	(0,095)	(0,101)	(0,108)	(0,107)	(0,106)	(0,114)	(0,114)
Âge	0,173	0,175	0,177	0,182	0,176	0,176	0,176	0,177	0,183	0,187	0,186
	(0,006)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,006)	(0,006)
Âge carré	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Éduc2	0,459	0,470	0,524	0,468	0,468	0,515	0,488	0,452	0,491	0,506	0,491
	(0,024)	(0,021)	(0,023)	(0,024)	(0,022)	(0,023)	(0,025)	(0,025)	(0,026)	(0,028)	(0,028)
Éduc3	0,510	0,514	0,505	0,448	0,521	0,522	0,458	0,346	0,423	0,456	0,449
	(0,038)	(0,033)	(0,036)	(0,036)	(0,034)	(0,036)	(0,037)	(0,038)	(0,037)	(0,041)	(0,040)
Éduc4	0,619	0,599	0,651	0,564	0,635	0,588	0,565	0,518	0,541	0,581	0,577
	(0,033)	(0,028)	(0,030)	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,025)	(0,025)	(0,025)	(0,027)	(0,027)
Éduc5	0,807	0,868	0,834	0,822	0,917	0,978	0,966	0,924	0,910	0,871	0,823
	(0,036)	(0,032)	(0,034)	(0,035)	(0,033)	(0,033)	(0,034)	(0,034)	(0,032)	(0,035)	(0,034)
Nenf18	0,031	0,032	-0,003	0,035	0,017	0,016	0,013	0,052	0,030	0,021	0,020
	(0,013)	(0,011)	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,013)	(0,013)
Enf7	-0,023	-0,088	0,004	-0,055	-0,106	-0,065	-0,045	-0,093	-0,082	-0,079	-0,046
	(0,031)	(0,027)	(0,030)	(0,029)	(0,027)	(0,028)	(0,029)	(0,030)	(0,030)	(0,033)	(0,032)
Mar	0,470	0,473	0,466	0,452	0,459	0,476	0,470	0,449	0,479	0,545	0,480
	(0,027)	(0,023)	(0,025)	(0,024)	(0,023)	(0,023)	(0,024)	(0,024)	(0,024)	(0,026)	(0,025)
Imm	-0,040	-0,067	-0,073	-0,078	-0,090	-0,092	-0,104	-0,104	-0,103	-0,154	-0,079
	(0,033)	(0,029)	(0,032)	(0,031)	(0,030)	(0,029)	(0,031)	(0,032)	(0,028)	(0,031)	(0,031)
Urb1	0,224	0,274	0,242	0,293	0,201	0,163	0,197	0,145	0,256	0,183	0,247
	(0,031)	(0,028)	(0,029)	(0,029)	(0,028)	(0,028)	(0,030)	(0,030)	(0,029)	(0,030)	(0,030)
Urb2	0,203	0,309	0,257	0,290	0,264	0,207	0,236	0,208	0,218	0,194	0,226
	(0,039)	(0,031)	(0,033)	(0,027)	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,028)	(0,027)	(0,029)	(0,028)

Annexe Tableau A4 (suite)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Urb3	0,259	0,227	0,117	0,240	0,180	0,200	0,168	0,120	0,199	0,242	0,228
	(0,031)	(0,030)	(0,031)	(0,032)	(0,031)	(0,031)	(0,032)	(0,032)	(0,038)	(0,038)	(0,037)
Urb4	0,184	0,255	0,254	0,240	0,219	0,206	0,168	0,201	0,236	0,172	0,209
	(0,027)	(0,023)	(0,026)	(0,025)	(0,023)	(0,024)	(0,025)	(0,025)	(0,029)	(0,031)	(0,030)
T.N.	-0,918	-0,858	-0,770	-0,953	-0,800	-0,747	-0,739	-0,725	-0,622	-0,949	-0,826
	(0,046)	(0,035)	(0,043)	(0,040)	(0,033)	(0,040)	(0,044)	(0,044)	(0,047)	(0,053)	(0,052)
I.P.E	-0,525	-0,518	-0,495	-0,578	-0,431	-0,418	-0,318	-0,377	-0,315	-0,474	-0,310
	(0,061)	(0,045)	(0,058)	(0,060)	(0,044)	(0,057)	(0,058)	(0,060)	(0,060)	(0,062)	(0,060)
N.E.	-0,429	-0,341	-0,237	-0,468	-0,245	-0,327	-0,368	-0,385	-0,342	-0,440	-0,381
	(0,042)	(0,039)	(0,041)	(0,037)	(0,037)	(0,037)	(0,039)	(0,038)	(0,039)	(0,042)	(0,040)
N.B.	-0,509	-0,509	-0,542	-0,473	-0,401	-0,302	-0,224	-0,275	-0,274	-0,376	-0,283
	(0,042)	(0,037)	(0,038)	(0,039)	(0,037)	(0,037)	(0,040)	(0,039)	(0,039)	(0,042)	(0,041)
Qué.	-0,316	-0,339	-0,350	-0,380	-0,271	-0,208	-0,277	-0,201	-0,190	-0,244	-0,230
	(0,033)	(0,030)	(0,031)	(0,026)	(0,026)	(0,025)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,028)	(0,027)
Man.	-0,062	-0,185	-0,087	-0,139	-0,050	0,069	0,168	0,184	0,034	0,088	0,198
	(0,046)	(0,040)	(0,043)	(0,041)	(0,038)	(0,040)	(0,042)	(0,042)	(0,038)	(0,042)	(0,042)
Sask.	-0,115	-0,147	-0,243	-0,166	-0,107	0,028	0,070	0,059	0,011	-0,028	0,142
	(0,042)	(0,038)	(0,041)	(0,041)	(0,038)	(0,040)	(0,042)	(0,041)	(0,042)	(0,046)	(0,045)
Alb.	-0,175	-0,231	-0,132	-0,221	-0,003	0,111	0,051	0,105	0,070	-0,007	0,128
	(0,035)	(0,032)	(0,033)	(0,035)	(0,034)	(0,034)	(0,035)	(0,035)	(0,037)	(0,040)	(0,039)
C.B.	-0,337	-0,303	-0,235	-0,293	-0,210	-0,125	-0,089	-0,069	-0,041	-0,111	-0,084
	(0,038)	(0,035)	(0,035)	(0,034)	(0,033)	(0,033)	(0,034)	(0,034)	(0,033)	(0,037)	(0,036)
Nb. obs.	-11403	-14973	-12828	-13852	-15785	-14624	-13523	-13526	-13628	-11645	-12176

Source : Calcul de l'auteur à partir des fichiers publics de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (fichiers des particuliers de 15 ans et plus) . 1986-1996

Note : Écarts types entre parenthèses.

Annexe Tableau A5

Résultats : Équations gains annuels à temps plein toute l'année

Hommes – 1986 à 1996

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Constante	9,289	8,818	9,208	8,969	8,986	8,753	8,759	9,527	8,524	8,940	8,619
	(0.278)	(0.231)	(0.256)	(0.226)	(0.249)	(0.283)	(0.322)	(0.323)	(0.325)	(0.358)	(0.359)
Âge	0,038	0,058	0,043	0,054	0,056	0,063	0,061	0,039	0,076	0,063	0,072
	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.013)	(0.013)
Âge carré	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Éduc2	0,042	0,062	0,047	0,054	0,071	0,108	0,135	0,009	0,088	0,067	0,104
	(0.027)	(0.023)	(0.028)	(0.023)	(0.026)	(0.030)	(0.033)	(0.030)	(0.033)	(0.037)	(0.036)
Éduc3	0,044	0,130	0,080	0,093	0,137	0,145	0,134	0,076	0,141	0,104	0,136
	(0.032)	(0.027)	(0.030)	(0.025)	(0.030)	(0.033)	(0.034)	(0.029)	(0.033)	(0.038)	(0.037)
Éduc4	0,078	0,143	0,110	0,123	0,159	0,203	0,223	0,079	0,177	0,142	0,190
	(0.035)	(0.029)	(0.034)	(0.026)	(0.032)	(0.33)	(0.037)	(0.033)	(0.035)	(0.041)	(0.040)
Éduc5	0,268	0,322	0,282	0,331	0,363	0,437	0,448	0,269	0,419	0,384	0,448
	(0.040)	(0.035)	(0.039)	(0.033)	(0.041)	(0.048)	(0.054)	(0.051)	(0.050)	(0.054)	(0.052)
Mar	0,131	0,175	0,172	0,188	0,166	0,163	0,208	0,104	0,167	0,121	0,167
	(0.029)	(0.022)	(0.025)	(0.021)	(0.022)	(0.026)	(0.029)	(0.028)	(0.028)	(0.035)	(0.031)
Imm	-0,084	-0,074	-0,036	-0,066	-0,046	-0,048	-0,104	-0,076	-0,107	-0,127	-0,115
	(0.015)	(0.013)	(0.014)	(0.013)	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.015)	(0.013)	(0.017)	(0.014)
Urb1	0,078	0,030	0,032	0,060	0,041	0,072	0,095	0,072	0,075	0,041	0,050
	(0.018)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.015)	(0.018)	(0.016)	(0.019)	(0.018)	(0.020)
Urb2	0,119	0,044	0,064	0,056	0,040	0,115	0,097	0,090	0,087	0,062	0,078
	(0.021)	(0.019)	(0.019)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.019)	(0.017)	(0.018)	(0.019)	(0.019)
Urb3	0,066	0,072	0,041	0,041	0,025	0,096	0,070	0,093	0,100	0,052	0,083
	(0.020)	(0.017)	(0.015)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.018)	(0.017)	(0.021)	(0.024)	(0.023)
Urb4	0,054	0,063	0,052	0,064	0,038	0,086	0,102	0,073	0,064	0,050	0,056
	(0.017)	(0.016)	(0.017)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.019)	(0.019)	(0.019)

Annexe Tableau A5 (suite)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
T.N.	0,019	-0,076	-0,091	-0,055	-0,069	-0,115	-0,090	-0,002	-0,129	-0,049	-0,207
	(0,054)	(0,040)	(0,043)	(0,044)	(0,040)	(0,045)	(0,050)	(0,049)	(0,042)	(0,067)	(0,061)
I.P.E.	-0,089	-0,183	-0,199	-0,187	-0,197	-0,151	-0,208	-0,148	-0,227	-0,210	-0,186
	(0,041)	(0,030)	(0,037)	(0,038)	(0,030)	(0,036)	(0,034)	(0,037)	(0,035)	(0,044)	(0,036)
N.E.	0,004	-0,097	-0,102	-0,100	-0,141	-0,137	-0,133	-0,073	-0,150	-0,181	-0,223
	(0,029)	(0,022)	(0,021)	(0,024)	(0,020)	(0,024)	(0,028)	(0,029)	(0,027)	(0,034)	(0,031)
N.B.	-0,002	-0,081	-0,098	-0,061	-0,116	-0,118	-0,146	-0,070	-0,105	-0,135	-0,156
	(0,032)	(0,027)	(0,031)	(0,025)	(0,025)	(0,023)	(0,022)	(0,024)	(0,024)	(0,031)	(0,026)
Qué.	-0,051	-0,026	-0,026	-0,049	-0,053	-0,085	-0,102	-0,087	-0,120	-0,113	-0,142
	(0,021)	(0,018)	(0,020)	(0,018)	(0,016)	(0,015)	(0,019)	(0,016)	(0,015)	(0,019)	(0,018)
Man.	-0,108	-0,100	-0,133	-0,070	-0,128	-0,139	-0,145	-0,202	-0,112	-0,157	-0,148
	(0,021)	(0,019)	(0,019)	(0,018)	(0,017)	(0,018)	(0,020)	(0,021)	(0,017)	(0,020)	(0,021)
Sask.	-0,115	-0,069	-0,068	-0,113	-0,159	-0,087	-0,145	-0,189	-0,100	-0,124	-0,110
	(0,020)	(0,017)	(0,021)	(0,018)	(0,018)	(0,017)	(0,019)	(0,018)	(0,019)	(0,022)	(0,021)
Alb.	0,031	-0,014	-0,020	-0,032	-0,033	-0,028	-0,059	-0,041	-0,029	-0,082	-0,041
	(0,018)	(0,016)	(0,015)	(0,016)	(0,015)	(0,015)	(0,016)	(0,016)	(0,016)	(0,018)	(0,018)
C.B.	0,059	0,015	0,059	0,045	0,038	0,004	0,010	0,018	0,009	0,029	-0,004
	(0,023)	(0,019)	(0,018)	(0,018)	(0,017)	(0,016)	(0,017)	(0,016)	(0,015)	(0,019)	(0,017)
Lambda	-0,450	-0,260	-0,363	-0,254	-0,225	-0,117	-0,101	-0,397	-0,092	-0,188	-0,021
	(0,100)	(0,082)	(0,094)	(0,081)	(0,087)	(0,095)	(0,106)	(0,103)	(0,104)	(0,114)	(0,114)
R2	0,217	0,225	0,227	0,221	0,213	0,222	0,228	0,228	0,236	0,198	0,212
É.t corr. rég.	0,616	0,547	0,569	0,526	0,534	0,5	0,503	0,57	0,5	0,546	0,495
Nb. Obs.	13 369	17 111	15 467	17 107	17 856	16 110	14 442	14 148	15 017	12 835	13 217

Source : Calcul de l'auteur à partir des fichiers publics de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (fichiers des particuliers de 15 ans et plus), 1986-1996.

Note : Écarts types corrigés entre parenthèses.

Annexe Tableau A6-1

Taux de pauvreté fondés sur le revenu potentiel de temps plein
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 à 1996

Type de familles et caractéristiques du chef	*Taux de pauvreté prédits*										
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Types de familles :											
Ensemble des familles 2+	6.2	6.0	6.1	6.0	6.4	6.1	6.9	8.0	6.8	7.1	7.0
Ensemble des couples	2.7	2.7	2.5	2.4	2.4	2.3	2.4	3.4	2.7	3.0	2.4
Couples sans enfants	2.0	2.1	1.9	1.6	2.2	1.6	1.6	2.4	2.2	2.2	2.2
Couples avec enfants	3.3	3.1	3.0	3.0	2.6	2.9	3.0	4.2	3.2	3.7	2.6
Ensemble des familles monop.	43.6	41.8	42.0	43.5	42.2	42.2	42.9	42.5	39.0	42.7	42.7
Familles monop. à chef féminin	47.7	45.9	45.7	46.9	46.1	46.2	45.7	46.4	42.3	46.1	46.3
Autres familles	8.1	7.7	8.5	8.1	10.2	6.7	9.2	11.6	12.1	8.9	9.5
Âge du chef :											
18-24 ans	20.9	19.6	22.0	17.6	26.5	25.1	25.2	28.8	28.8	29.2	32.3
25-34 ans	9.4	9.6	8.8	9.5	10.2	10.0	11.3	14.1	10.2	11.7	12.2
35-44 ans	5.7	5.2	5.5	5.8	5.6	6.0	7.1	7.4	7.0	7.0	6.6
45-54 ans	3.1	3.0	3.0	3.1	2.5	2.0	2.6	3.3	3.1	3.5	3.5
55-64 ans	2.6	2.8	3.3	2.8	3.3	2.7	2.9	4.1	3.5	3.7	3.3
Éducation du chef :											
Moins de 11 ans	14.7	13.3	17.3	16.1	16.8	15.9	20.8	20.3	20.1	22.9	21.4
11 à 13 ans	6.8	7.2	6.4	7.9	8.6	8.3	9.4	11.1	9.4	10.1	11.4
Post-secondaire partielle	6.8	5.7	6.1	6.7	7.2	8.7	6.8	12.3	10.1	11.0	11.1
Post-secondaire terminée	3.6	3.9	4.1	3.6	4.0	3.8	5.1	5.6	4.7	5.1	4.9
Universitaire	1.9	1.8	1.2	1.7	1.5	0.9	1.8	2.4	1.9	1.3	1.6

Source : Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années

Annexe Tableau A6-2

Taux de pauvreté fondés sur le revenu de marché
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 à 1996

Type de familles et caractéristiques du chef	*Taux de pauvreté marchands*										
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Types de familles :											
Ensemble des familles 2+	19.3	18.4	17.9	16.8	18.9	20.9	21.9	23.5	22.1	22.7	22.5
Ensemble des couples	14.8	13.9	12.7	12.4	13.7	15.8	15.8	17.1	16.5	17.4	16.5
Couples sans enfants	12.1	12.0	10.4	10.2	11.3	12.7	13.2	13.8	13.8	14.8	13.9
Couples avec enfants	16.8	15.4	14.5	14.1	15.7	18.4	18.1	19.9	19.0	19.6	18.8
Ensemble des familles monop.	60.8	59.3	60.1	57.2	62.7	64.2	62.3	67.3	64.2	62.9	65.1
Familles monop. à chef féminin	66.2	63.9	64.9	61.5	67.8	68.8	67.0	70.8	67.5	66.7	69.1
Autres familles	29.7	29.5	29.3	25.8	28.5	28.8	36.2	34.3	32.8	29.5	30.9
Âge du chef :											
18-24 ans	42.9	38.3	43.2	37.2	50.2	49.3	52.3	56.4	57.9	56.4	61.7
25-34 ans	21.7	21.1	19.5	20.5	21.6	26.3	27.9	30.0	25.4	25.8	29.1
35-44 ans	17.0	16.0	15.6	14.7	18.4	19.2	20.1	22.0	20.9	22.2	21.6
45-54 ans	14.1	12.8	12.5	11.5	11.6	12.8	14.4	15.2	15.7	16.1	15.1
55-64 ans	19.9	20.4	18.2	17.6	19.3	21.8	21.1	23.7	23.0	23.1	21.7
Éducation du chef :											
Moins de 11 ans	44.4	41.3	44.1	40.9	45.8	48.2	50.7	55.8	53.2	51.4	56.7
11 à 13 ans	22.5	20.9	18.9	20.7	24.2	26.8	30.6	30.5	30.3	30.0	33.0
Post-secondaire partielle	17.1	15.4	15.6	17.9	17.7	23.4	24.6	28.9	27.5	29.9	29.9
Post-secondaire terminée	11.6	12.0	12.1	11.6	13.2	15.1	16.3	18.5	17.9	18.9	17.8
Universitaire	6.0	7.7	6.6	6.2	7.5	8.6	9.1	10.5	9.1	10.8	9.9

Source : Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années

Annexe Tableau A7-1

Composition de la population pauvre selon leur revenu potentiel de temps plein
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 à 1996

Type de familles et caractéristiques du chef	*Composition*										
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Types de familles :											
Couples sans enfants	11.8	13.1	11.9	10.4	13.1	10.3	8.7	11.2	12.7	11.8	12.2
Couples avec enfants	26.0	25.1	24.0	23.6	19.0	22.0	19.7	23.7	21.4	23.2	16.4
Ensemble des familles monop.	53.7	53.5	55.6	57.8	57.9	60.4	63.1	55.7	54.1	56.7	61.6
Autres familles	8.5	8.3	8.5	8.2	10.1	7.3	8.5	9.5	11.7	8.4	9.8
Âge du chef :											
18-24 ans	14.5	13.4	14.4	10.6	14.1	13.7	12.1	11.4	13.0	12.1	12.4
25-34 ans	40.0	41.6	38.3	40.7	40.6	40.0	40.0	40.5	33.6	34.5	35.1
35-44 ans	27.2	25.6	27.3	28.9	27.3	30.5	31.7	28.6	32.5	31.6	30.7
45-54 ans	10.4	10.6	10.3	11.4	8.8	7.9	9.2	10.3	11.8	12.8	13.2
55-64 ans	7.9	8.8	9.7	8.4	9.2	7.9	7.2	9.3	9.1	9.1	8.7
Éducation du chef :											
Moins de 11 ans	31.6	30.4	35.3	31.2	29.0	27.6	26.0	22.3	24.4	24.9	22.2
11 à 13 ans	37.7	38.7	34.2	31.0	33.1	32.7	32.1	30.0	27.8	28.8	29.4
Post-secondaire partielle	13.2	11.3	11.5	11.2	11.8	14.7	9.6	14.3	14.0	13.0	13.8
Post-secondaire terminée	11.3	13.4	14.9	21.6	22.0	22.0	26.5	26.7	27.3	29.1	28.9
Universitaire	6.2	6.1	4.1	5.0	4.2	3.0	5.8	6.7	6.5	4.2	5.7

Source : Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années

Annexe Tableau A7-2

Composition de la population pauvre selon leur revenu de marché
par type de familles et caractéristiques du chef, 1986 à 1996

Type de familles et caractéristiques du chef	*Composition*										
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Types de familles :											
Couples sans enfants	22.8	24.5	22.4	23.2	22.7	23.2	23.0	22.3	24.5	25.6	24.0
Couples avec enfants	43.1	40.2	39.9	40.0	38.8	41.2	37.5	38.2	38.5	39.2	36.8
Ensemble des familles monop.	24.2	24.8	27.6	27.3	29.0	26.7	29.0	29.9	27.3	26.4	29.3
Autres familles	10.0	10.4	10.2	9.4	9.5	8.8	10.6	9.6	9.8	8.8	10.0
Âge du chef :											
18-24 ans	9.6	8.6	9.8	8.0	9.0	7.8	7.9	7.6	8.0	7.4	7.4
25-34 ans	29.8	30.1	29.4	31.6	28.9	30.7	31.2	29.3	28.8	24.1	26.0
35-44 ans	26.1	26.0	26.8	26.6	30.1	28.5	28.3	28.6	29.7	31.7	31.1
45-54 ans	15.1	14.5	15.2	15.0	13.7	14.4	15.9	16.1	18.2	18.9	18.0
55-64 ans	19.3	20.8	18.9	18.8	18.4	18.7	16.7	18.4	18.3	18.0	17.6
Éducation du chef :											
Moins de 11 ans	30.7	30.9	31.2	28.5	26.7	24.2	20.0	20.8	19.8	17.6	18.3
11 à 13 ans	40.5	36.6	35.4	29.3	31.7	30.3	32.8	27.8	27.0	26.7	26.2
Post-secondaire partielle	10.6	10.3	10.4	10.7	9.8	11.6	10.8	11.4	11.6	11.1	11.6
Post-secondaire terminée	11.8	13.6	15.1	24.7	24.4	25.7	27.3	30.1	32.0	33.7	33.1
Universitaire	6.3	8.6	7.9	6.8	7.4	8.2	9.0	9.9	9.6	10.9	10.8

Source : Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, certaines années

Bibliographie

BRADY, P et M. WISEMAN (1997). « Welfare Reform and the Labor Market: Earnings Potential and Welfare Benefits in California, 1972-1994 », Institute for Research on Poverty, document de recherche n° 1128-97.

BURTLESS, G. (1998). « The Employment Prospects of Welfare Recipients », dans *The Work Alternative: Welfare reform and the Realities of the Job Market*, Nightingale, D. et R. Haveman (éditeurs), Washington D.C., Urban Institute Press, chapitre 4 : 71-106.

GARFINKEL, I et R. HAVEMAN (1997). « Earnings Capacity, Poverty and Inequality », New York, Academic Press.

GREEN, W. (1993). *Econometric Analysis*, Toronto, Maxwell Macmillan Canada.

HAVEMAN, R. et BERSHADKER (1998). « The Inability to Be Self-Reliant as an Indicator of Poverty: Trends in the United States, 1975-1995 », Institute for Research on Poverty, document de recherche n° 1171-98.

HAVEMAN, R et L. BURON (1992a). « Escaping Poverty Through Work: The Problem of Low Earnings Capacity in the United States, 1973-88 », dans *Review of Income and Wealth*, 39 (2) : 141-157.

——————————— (1992b). « Destitution in the United States », Institute for Research on Poverty, document de recherche n° 963-92.

——————————— (1991). « Who Are the Truly Poor? Pattern of Official and Net Earnings Capacity Poverty, 1973-1988 », Institute for Research on Poverty, document de recherche n° 956-91.

HAVEMAN, R. (1992). « Changing the Poverty Measure: Pitfalls and Potentials Gains », *FOCUS* 14 (3) : 24-29.

HECKMAN, J.A. (1979). « Sample Selection Bias As a Specification Error », dans *Econometrica*, 47 (1) : 153-161.

SCHELLENBERG, G. et D.P. ROSS (1997). « Left Poor by the Market: A Look at family Poverty and Earnings », Conseil canadien de développement social.